

23º PRÊMIO BNDES DE ECONOMIA

Paridade de Juros, Fluxo de Capitais e Eficiência do Mercado de Câmbio no Brasil: Evidência dos Anos 90

Paulo Pereira Miguel

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da Faculdade
de Economia, Administração e Contabilidade
da Universidade de São Paulo

Orientador

Affonso Celso Pastore

Rio de Janeiro - 2001

Apresentação

Esta dissertação de mestrado em Economia, *Paridade de juros, fluxo de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90*, de Paulo Pereira Miguel, ora editada pelo BNDES, obteve o 2º lugar no 23º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 2000.

Seu autor é brasileiro, 28 anos, graduou-se pela Universidade de São Paulo e obteve o título de Mestre em Economia pela mesma universidade em 1999, tendo como orientador o professor Affonso Celso Pastore.

Concorreram ao 23º Prêmio BNDES de Economia 63 trabalhos, inscritos por 19 Centros de Pós-Graduação em Economia de universidades brasileiras. A comissão examinadora formada para apreciar as dissertações foi presidida pelo professor Ilan Goldfajn e composta pelos professores Francisco Eduardo Pires de Souza, José Afonso B. da Silva, Luiz Rodrigues Kehrlé, Marcos Costa Holanda, Mauro Borges Lemos, Naércio Aquino Meneses Filho, Paulo Coutinho e Walter Tadahiro Shima.

Em 2000, foram premiadas as seguintes dissertações de mestrado:

1º lugar: *Investimento e price caps num mercado de competição imperfeita: uma abordagem estocástica em tempo contínuo*, de Marcelo de Albuquerque Pinheiro – PUC/RJ, orientada por Marco Antônio Bonomo;

3º lugar: *Evolução da desigualdade de renda e consumo entre famílias no Brasil: uma análise de coorte*, de Sérgio Pinheiro Firpo – PUC/RJ, orientada por Ricardo Paes de Barros;

4º lugar: *Demanda por importações de bens de consumo duráveis: Brasil 1975-1997*, de Edson Paulo Domingues – FGV/SP, orientada por Maria Carolina da Silva Leme; e

5º lugar: *Um modelo de Nairu para o Brasil*, de Regina Carla Madalozzo
– UFRGS, orientada por Marcelo Savino Portugal.

Ao longo de 23 anos de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 115 dissertações e publicados, pelo BNDES, 34 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 103 mil exemplares. Registra-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das dissertações de mestrado inscritas.

Para meus pais e para Bialice Duarte

“Most, probably, of our decisions to do something positive, the full consequences of which will be drawn out by many years to come, can only be taken as the results of animal spirits, of a spontaneous urge to action rather than inaction, and not as the outcome of a weighted average of quantitative benefits multiplied by quantitative probabilities.”

John Maynard Keynes

Sumário

Agradecimentos 21

Resumo 23

Introdução 25

1. Definições e investigação geral da eficiência do mercado de câmbio 29

1.1. Paridades coberta e descoberta de juros (PCJ e PDJ) 29

1.2. Evidência empírica 37

1.3. A desigualdade de Jensen e a relação entre paridade de retornos reais, paridade descoberta de juros e paridade do poder de compra 37

1.3.1. A desigualdade de Jensen 37

1.3.2. A relação entre paridade de retornos reais, paridade descoberta de juros e paridade do poder de compra 41

1.4. As fontes dos desvios de β 42

1.4.1. O prêmio de risco 42

1.4.1.1. Modelos para identificação da existência de um prêmio de risco 45

1.4.1.2. Modelos de equilíbrio a partir da maximização de utilidade de um agente representativo 47

1.4.2. Problemas em função de amostras pequenas	53
1.4.2.1. Aprendizagem	55
1.4.2.2. Problemas do peso	57
1.4.2.3. Modelos de séries de tempo com mudanças de regime	60
1.4.2.4. Desvios da hipótese de expectativas racionais	62
1.4.3. Desvios da PDJ a partir de regras de política monetária	66
1.5. Co-integração e eficiência de mercado	69
2. Arbitragem de taxa de juros e fluxo de capitais para o Brasil a partir de 1992	73
2.1. A PCJ adaptada para países com risco de <i>default</i> e/ou controles de capitais	73
2.2. O crescimento dos fluxos de capitais para a América Latina na década de 90, e para o Brasil a partir de 1992, e suas consequências para a política econômica	77
2.3. A experiência brasileira após 1992: descrição da evolução do quadro macroeconômico	81
2.3.1. O período de 1992 até o Plano Real	81
2.3.2. Evolução da política macroeconômica após o Plano Real	93
2.3.3. O comportamento da conta de capitais nos anos 90: principais componentes	101
3. PCJ e PDJ no caso brasileiro e suas relações com o fluxo de capitais: uma análise empírica	107
3.1. Investigação da PCJ e da PDJ no caso brasileiro	107
3.2. Análise univariada dos dados	148
3.2.1. Análise univariada das séries mensais	153
3.2.2. Análise univariada das séries diárias e semanais	164
3.3. Análise multivariada	169
3.3.1. Análise de co-integração	169
3.3.2. A relevância dos retornos coberto e descoberto para a explicação do fluxo de capitais	172

- 3.4. Avaliação do grau de efetividade dos controles de capital 181
- 3.5. O mercado de câmbio: uma análise básica e sugestões para pesquisa futura 184
 - 3.5.1. Investigação inicial da eficiência do mercado de câmbio no Brasil 185
 - 3.5.2. Investigação dos retornos esperados no mercado de câmbio 192

Conclusões 199

Anexo 203

Notas 209

Referências bibliográficas 215

Abstract 221

Índice de gráficos e tabelas

Gráficos

- 2.1. Variação diária da taxa de câmbio – jun. 1989/jun. 1994 83
- 2.2. Variação diária da taxa de câmbio – nov. 1991/maio 1994 83
- 2.3. Taxa de juros – jan. 1990/maio 1994 84
- 2.4. Taxa de juros e variação da taxa de câmbio – nov. 1991/maio 1994 84
- 2.5. Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro 30 dias) – abr. 1988/abr. 1998 85
- 2.6. Taxa de juros doméstica em dólar (Selic 30 dias) – abr. 1988/abr. 1998 85
- 2.7. Fatores condicionantes da base monetária – dez. 1990/dez. 1998 87
- 2.8. Reservas internacionais – jan. 1989/jan. 1999 87
- 2.9. Retorno coberto *ex-ante* DI (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999 89
- 2.10. Retorno descoberto *ex-post* DI (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999 89
- 2.11. Retorno coberto *ex-ante* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999 90
- 2.12. Retorno descoberto *ex-post* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999 90
- 2.13. Retorno coberto *ex-ante* (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999 91
- 2.14. Retorno descoberto *ex-post* (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999 91

- 2.15. Fluxo de investimento em portfólio: soma 12 meses – dez.
1992/dez. 1998 95
- 2.16. Fluxo de investimento direto: soma 12 meses – dez.
1992/dez. 1998 95
- 2.17. Conta corrente e conta de capital – 1990/98 102
- 2.18. Investimento – 1990/98 102
- 2.19. Amortizações e empréstimos – 1990/98 103
- 2.20. Capital de curto prazo + outros – 1990/98 103
- 2.21. Fluxo da CC5 – jan. 1995/jan. 1999 104
- 2.22. Investimento direto (estrangeiro e investimento em portfólio)
– 1992/98 104

- 3.1. Juros internos: DI futuro de um mês – jan. 1987/jan. 1999 112
- 3.2. Libor de um mês – jan. 1987/jan. 1999 113
- 3.3. Dólar futuro (log) – jan. 1987/jan. 1999 113
- 3.4. Dólar *spot* (log) – jan. 1987/jan. 1999 114
- 3.5. EMBI Brasil – jan. 1992/jan. 1999 114
- 3.6. Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – jan. 1992/jan. 1999 115
- 3.7. Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro de 30 dias):
cupom *ex-ante* – abr. 1988/jan. 1999 115
- 3.8. Taxa de juros doméstica em dólar (Selic de 30 dias): cupom
ex-ante – abr. 1988/jan. 1999 116
- 3.9. Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro de 30 dias):
cupom *ex-post* – jan. 1988/jan. 1999 116
- 3.10. Taxa de juros doméstica em dólar (Selic de 30 dias): cupom
ex-post – jan. 1988/jan. 1999 117
- 3.11. Retorno coberto *ex-ante* DI (30 dias) – jan. 1992/jan.
1999 117
- 3.12. Retorno descoberto *ex-post* DI (30 dias) – jan. 1992/jan.
1999 118
- 3.13. Retorno coberto *ex-ante* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan.
1999 118
- 3.14. Retorno descoberto *ex-post* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan.
1999 119
- 3.15. Dólar futuro de três meses (log) – jan. 1987/jan. 1999 119
- 3.16. Dólar *spot* (log) – jan. 1987/jan. 1999 120

- 3.17. Juros internos: DI futuro de três meses – jan. 1987/jan. 1999 120
- 3.18. Libor de três meses – jan. 1987/jan. 1999 121
- 3.19. Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – abr. 1988/jan. 1999 121
- 3.20. Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – jul. 1994/jan. 1999 122
- 3.21. Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias): cupom *ex-ante* – abr. 1988/jan. 1999 122
- 3.22. Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias): cupom *ex-ante* – jan. 1992/jan. 1999 123
- 3.23. Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias): cupom *ex-post* – abr. 1988/jan. 1999 123
- 3.24. Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias): cupom *ex-post* – jan. 1992/jan. 1999 124
- 3.25. Retorno coberto *ex-ante* (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999 124
- 3.26. Retorno descoberto *ex-post* (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999 125
- 3.27. Swap pré-DI (90 dias) – jan. 1995/jan. 1999 125
- 3.28. Swap dólar-DI (90 dias) – jan. 1995/jan. 1999 126
- 3.29. Câmbio sintético (swap 90 dias) x *spot* – jan. 1995/jan. 1999 126
- 3.30. EMBI – jan. 1995/jan. 1999 127
- 3.31. Prêmio futuro – jan. 1995/jan. 1999 127
- 3.32. Cupom coberto *ex-ante*: swaps 90 dias – jan. 1995/jan. 1999 128
- 3.33. Desvalorização efetiva em $(t + 90) - t$ – jan. 1995/set. 1998 128
- 3.34. Cupom *ex-post*: swaps 90 dias – jan. 1995/set. 1998 129
- 3.35. Retorno coberto *ex-ante* (PCJ): swaps 90 dias – jan. 1995/jan. 1999 129
- 3.36. Libor de três meses – jan. 1995/jan. 1999 130
- 3.37. Retorno *ex-post*: swaps 90 dias – jan. 1995/set. 1998 130
- 3.38. PCJ e retorno *ex-post* – jan. 1995/jan. 1999 131
- 3.39. Swap pré-DI (90 dias) – fev. 1995/jan. 1999 131
- 3.40. Swap dólar-DI (90 dias) – fev. 1995/jan. 1999 132
- 3.41. Prêmio futuro – fev. 1995/jan. 1999 132
- 3.42. Cupom coberto *ex-ante*: swaps 90 dias – fev. 1995/jan. 1999 133

- 3.43. Desvalorização efetiva em $(t + 90) - t$ – fev. 1995/jan. 1999 133
- 3.44. Cupom *ex-post*: swaps 90 dias – fev. 1995/out. 1998 134
- 3.45. Retorno coberto *ex-ante*: swaps 90 dias – fev. 1995/jan. 1999 134
- 3.46. Câmbio sintético (swaps 90 dias) x *spot* – jan. 1995/jan. 1999 135
- 3.47. Retorno *ex-post*: swaps 90 dias – fev. 1995/out. 1998 135
- 3.48. PCJ e retorno *ex-post* – fev. 1995/jan. 1999 136
- 3.49. Retorno coberto *ex-ante*: swaps 180 dias – jul. 1996/jan. 1999 136
- 3.50. Câmbio sintético (swap 180 dias) x *spot* – jul. 1996/jan. 1999 137
- 3.51. Swap pré-DI (180 dias) – jul. 1996/jan. 1999 137
- 3.52. Swap dólar-DI (180 dias) – jul. 1996/jan. 1999 138
- 3.53. Libor de seis meses – jan. 1995/jan. 1999 138
- 3.54. Retorno coberto *ex-ante*: swaps 180 dias – jul. 1996/dez. 1998 139
- 3.55. Câmbio sintético (swap 180 dias) x *spot* – jul. 1996/dez. 1998 139
- 3.56. Swap pré-DI (180 dias) – jul. 1996/dez. 1998 140
- 3.57. Swap dólar-DI (180 dias) – jul. 1996/dez. 1998 140
- 3.58. Câmbio sintético (swap 360 dias) x *spot* – jul. 1996/dez. 1998 141
- 3.59. EMBI – jan. 1995/jan. 1999 141
- 3.60. Swap pré-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998 142
- 3.61. Swap dólar-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998 142
- 3.62. Retorno coberto *ex-ante*: swaps 360 dias – jul. 1996/dez. 1998 143
- 3.63. Libor de um ano – jan. 1995/jan. 1999 143
- 3.64. Swap pré-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998 144
- 3.65. Swap dólar-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998 144
- 3.66. Retorno coberto *ex-ante*: swaps 360 dias – fev. 1995/jan. 1999 145
- 3.67. Câmbio sintético (swap 360 dias) x *spot* – jul. 1996/dez. 1998 145
- 3.68. Câmbio contratado – jan. 1990/jan. 1999 146

- 3.69. Δ Reservas x câmbio contratado – jan. 1992/jan. 1999 146
- 3.70. *Spread* flutuante/comercial – jan. 1991/jan. 1999 147
- 3.71. *Spread* flutuante/comercial – set. 1993/dez. 1998 147
- 3.72. PCJ e retorno descoberto: prazo de um mês – jan. 1992/jan. 1999 158
- 3.73. PCJ e retorno ex-post: prazo de três meses – jan. 1992/jan. 1999 162
- 3.74. Equação (7): dados mensais (k = um mês) – jan. 1991/jun. 1994 187
- 3.75. Equação (7): dados mensais (k = um mês) – jan. 1991/dez. 1998 187
- 3.76. Equação (7): dados mensais (k = um mês) – jul. 1994/dez. 1998 188
- 3.77. Equação (7): dados mensais (k = três meses) – jan. 1991/fev. 1994 188
- 3.78. Equação (7): dados mensais (k = três meses) – jan. 1991/dez. 1998 189
- 3.79. Equação (7): dados mensais (k = três meses) – jul. 1994/dez. 1998 189
- 3.80. Equação (7): dados diários – 24/01/95 a 30/12/98 190
- 3.81. Equação (7): dados semanais – 24/03/95 a 18/12/98 190
- 3.82. Retorno esperado: investimento mensal (dados mensais) – jul. 1994/jan. 1999 196
- 3.83. Retorno esperado: investimento mensal (dados mensais) – GARCH (1,1) – jul. 1994/jan. 1999 196
- 3.84. Retorno esperado: investimento trimestral (dados mensais) – sem MA(2) – jul. 1994/jan. 1999 197
- 3.85. Retorno esperado: investimento trimestral (dados mensais) – com MA(2) – jul. 1994/jan. 1999 197

Tabelas

- 2.1. Fluxo de capital para a América Latina (hemisfério ocidental no agrupamento do FMI) – 1990/97 78
- 2.2. Emissões de títulos mobiliários e empréstimos sindicalizados – 1990/96 79

- 3.1. Planos econômicos brasileiros a partir de 1987 152
- 3.2. Testes ADFs de raiz unitária 154
- 3.3. Testes ADFs de raiz unitária 154
- 3.4. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados mensais 156
- 3.5. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados mensais 157
- 3.6. Retorno obtido a partir do investimento no Brasil 159
- 3.7. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados mensais 160
- 3.8. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados mensais 161
- 3.9. Retorno obtido a partir do investimento no Brasil 162
- 3.10. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários 164
- 3.11. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários 165
- 3.12. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais 165
- 3.13. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais 165
- 3.14. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários 166
- 3.15. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários 166
- 3.16. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais 166
- 3.17. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais 167
- 3.18. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários 167
- 3.19. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários 167
- 3.20. Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais 168
- 3.21. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais 168

- 3.22. Testes de co-integração de Johansen para a PCJ 170
- 3.23. Testes de co-integração de Johansen para o retorno *ex-post* (PDJ) 170
- 3.24. Testes de co-integração de Engle e Granger para a PCJ 170
- 3.25. Testes de co-integração de Engle e Granger para a PDJ 171
- 3.26. Retorno coberto *ex-ante*: dados mensais (prazo de investimento: um mês) 174
- 3.27. Retorno descoberto *ex-post*: dados mensais (prazo de investimento: um mês) 175
- 3.28. Retorno coberto *ex-ante*: dados mensais (prazo de investimento: três meses) 177
- 3.29. Retorno descoberto *ex-post*: dados mensais (prazo de investimento: três meses) 178
- 3.30. Retorno coberto e descoberto *ex-post*: dados semanais (swaps) 179
- 3.31. Especificação $\Delta s_{t+k}^e = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados mensais) 186
- 3.32. Especificação $\Delta s_{t+k}^e = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados diários e semanais) 186
- 3.33. Especificação $f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta_2(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados mensais) 192
- 3.34. Especificação $s_{t+k} - f_t = \alpha + \beta_1(f_{t,t+k} - s_t) + \beta_2(f_{t,t+k} - s_t)^2 + \eta_{t,t+k}$ 195

Agradecimentos

Como é normal, agradecer a todos que contribuíram para a realização de um trabalho desta magnitude é tarefa difícil e sempre sujeita a omissões. Muitos colaboraram direta e indiretamente, às vezes nem se dando conta disso, de modo que me desculpo por antecipação ao citar apenas os que tiveram participação mais direta.

Inicialmente, gostaria de citar minha família: meus pais e meu irmão Beto sempre estiveram juntos em todas as horas para tudo, além de terem incentivado todas as iniciativas de estudo.

O professor Affonso Pastore sempre esteve disponível para conversas esclarecedoras, que foram essenciais em todas as etapas do trabalho. Não canso de lembrar sua capacidade ímpar de juntar economia e econometria e ser pioneiro em muitas aplicações à realidade brasileira, além de ter uma didática invejável, certamente essencial para os alunos expostos ao rigor de seus cursos.

Os professores Siegfried Bender, Marcos Eugênio da Silva e Pedro Valls, que se dispuseram a compor a banca de qualificação, deram contribuições importantes e limitaram minha tendência, talvez natural ao longo do trabalho, de me estender excessivamente em temas que não eram centrais. Ainda assim, provavelmente, restaram sinais dessa tendência.

Ao professor Fernando Holanda Barbosa e, novamente, ao professor Pedro Valls, agradeço por terem aceito participar da banca e, como de hábito em eventos de que participam, por terem proporcionado momentos de rigor acadêmico, além de terem dado sugestões importantes para a revisão final do trabalho.

Meus companheiros de trabalho da Tesouraria do Banco Boavista também foram essenciais na elaboração deste trabalho. Sem dúvida, a experiência profissional em um banco foi muito proveitosa, pois permitiu que eu assistisse na prática ao “funcionamento” da questão do fluxo de capitais nesses últimos quatro anos. Gostaria de citar especialmente dois amigos e colegas de trabalho: Roberto Cintra, grande engenheiro e sempre versado em quaisquer assuntos ligados à matemática, que leu o trabalho e me ajudou em passagens mais complicadas (ainda vou descobrir algo complicado para ele); e Henrique Ruther, outro engenheiro e operador de câmbio (agora o chamamos de operador de “elite”, pois o câmbio flutua), que ajudou muito com o mecanismo de funcionamento do mercado de câmbio, bem como teve paciência quase infinita em contribuir na coleta dos dados.

Gostaria de agradecer ainda a ajuda do pessoal da Seção de Pós-Graduação da FEA, sempre cordiais e eficientes, salientando em especial a eficiência, a simpatia e a boa vontade de Valéria Lourenção, cuja ajuda com os trâmites e regulamentos foi essencial. Agradeço também ao CNPq, pela bolsa concedida no período que cursei os créditos. Também não posso deixar de agradecer à minha guia espiritual Maria Luiza, pelas horas de apoio e incentivo.

Por fim, quero deixar aqui mais que um agradecimento a Bialice Duarte, presente intensamente em minha vida nos últimos cinco anos. Por quê? Bem, se eu fosse escrever certamente daria mais uma dissertação do tamanho desta. Então, prefiro resumir: por tudo.

Resumo

Esta dissertação procura avaliar o fluxo de capitais para o Brasil a partir de medidas de retorno no mercado financeiro, dadas pelas condições das paridades coberta e descoberta de juros (PCJ e PDJ). O período estudado é justamente aquele em que o Brasil acumulou reservas internacionais em montantes sem precedentes, entre janeiro de 1992 e dezembro de 1998. Mostramos que o fluxo de capitais é sensível às medidas de retorno, embora seja mais sensível aos retornos descobertos, indicando que provavelmente a maior parte dos fluxos decorreu da disposição do mercado em incorrer em descasamento de moedas. Além disso, elaboramos uma resenha da literatura internacional sobre as relações da hipótese de vigência da PDJ com os conceitos de eficiência no mercado de câmbio. A constatação empírica é que a PDJ não vigora, o que implica a rejeição da hipótese nula de ausência de viés (HNAV) no mercado de câmbio. A explicação para essa rejeição pode estar ligada a vários fatores, entre eles a existência de prêmio de risco e erros de expectativa. Aplicamos esses conceitos para o Brasil no período em questão, mostrando que o mercado de câmbio brasileiro não foi eficiente após o Plano Real e que provavelmente as indicações obtidas de eficiência do mercado de câmbio para o período anterior ao Plano Real são espúrias, em função das propriedades estatísticas das séries temporais do câmbio à vista e do câmbio futuro antes da adoção da nova moeda, em julho de 1994.

Introdução

Esta dissertação tem como objetivo central a análise do mercado brasileiro de câmbio no período 1992/98, buscando testar a relevância das medidas de retorno, dadas pela paridade coberta de juros (PCJ) e pelo chamado retorno *ex-post*, para a explicação do fluxo de capitais para o Brasil no período.

Além disso, investiga-se a hipótese de eficiência do mercado de câmbio, no sentido da ausência de viés de previsão no mercado futuro de câmbio, doravante denominada hipótese nula de ausência de viés (HNAV). Diretamente relacionadas, porém não equivalentes à HNAV, são as condições gerais para que a chamada paridade descoberta de juros (PDJ) vigore. A investigação das condições para que a PDJ e a PCJ sejam satisfeitas pode permitir inferências quantitativas sobre a dinâmica da conta de capitais do balanço de pagamentos, ao gerar um campo de investigação no que se refere à existência de oportunidades de arbitragem de juros e/ou de retornos diferentes de zero da especulação no mercado futuro.

Inicia-se com uma resenha da literatura internacional que investiga o mercado de câmbio e a PDJ. Em particular, discute-se a evidência empírica da existência de um viés de previsão na taxa de câmbio futura em mercados internacionais desenvolvidos, bem como suas implicações teóricas e práticas. São mencionadas as direções atuais da pesquisa internacional nessa matéria, isto é, o estágio da literatura na explicação dos possíveis motivos para o viés encontrado no mercado futuro, desde a existência de um prêmio de risco variante no tempo até outras potenciais explicações, tais como desvios da hipótese de expectativas racionais, problemas de amostra, intervenção do governo, entre outras.

Na verdade, o objetivo desta dissertação desde o início é o de investigar o fluxo de capitais para o Brasil a partir das medidas de retorno. Como foi tomado como ponto de partida o estudo geral da PDJ, a partir daí ficaram mais evidentes outras aplicações possíveis no caso brasileiro, entre elas a questão da eficiência do mercado de câmbio. A amplitude da literatura sobre o tema trouxe a idéia de elaborar uma resenha, sendo esta portanto a origem do Capítulo 1, que pode ser considerado talvez uma parte “auto-suficiente” da dissertação. Mesmo assim, este capítulo pode ser altamente relevante para uma melhor compreensão da parte empírica do Capítulo 3.

No Capítulo 2 são consideradas as dificuldades encontradas e sugeridas adaptações para a aplicação do conceito de PCJ em países em desenvolvimento, com mercados financeiros imaturos e sujeitos às mais variadas formas de controle de capitais. Mais concretamente, trata-se de levar em conta na investigação da PCJ o fato de que os riscos de *default* e grau de abertura da conta de capitais do balanço de pagamentos são variáveis em países em desenvolvimento. Em especial, os riscos de *default* diferentes de zero adicionam um prêmio de risco (diferente do prêmio de risco referido no caso da PDJ, como se verá adiante), de modo a equalizar os retornos *onshore* e *offshore*. Além disso, é preciso levar em conta os efeitos de possíveis custos de transação, desde custos de operação até impostos. Todos esses fatores precisam ser incorporados na análise, com o objetivo de verificar a validade da PCJ. Em seguida, é apresentada uma breve descrição dos fatos estilizados que caracterizaram o renovado acesso dos países “emergentes” ao mercado internacional de capitais, bem como da experiência brasileira a partir de 1992, como forma de melhor situar a investigação empírica em termos dos dilemas e dificuldades enfrentados pela política econômica no período, principalmente após o Plano Real.

No Capítulo 3 investigam-se empiricamente a PCJ, os retornos *ex-post* e a eficiência do mercado de câmbio no caso brasileiro, buscando relacionar as evidências encontradas com os movimentos da conta de capitais do balanço de pagamentos. De fato, as medidas de retorno têm alta relevância para a explicação do fluxo de capitais no período, principalmente os retornos *ex-post*, indicando a disposição dos agentes econômicos em incorrer no risco de descasamento de moedas ao longo do período.

O objetivo seguinte da análise da PCJ refere-se aos testes de eficiência do mercado de câmbio. Ao contrário da literatura que investiga as condições de arbitragem em países desenvolvidos, não foi possível assumir como satisfeita *a priori* a PCJ, sendo necessária a investigação da sua vali-

dade para que se possa utilizar o prêmio futuro do mercado de câmbio na análise seguinte da PDJ, ao invés do diferencial de taxa de juros interna e externa. Identificou-se empiricamente a existência de um viés no mercado futuro de câmbio no caso brasileiro e apresentaram-se as explicações alternativas que podem justificá-lo, em particular a possibilidade de existência de um prêmio de risco no mercado futuro de câmbio e do chamado *peso problem*.

Por fim, são apresentadas as conclusões.

1. Definições e investigação geral da eficiência do mercado de câmbio

1.1. Paridades coberta e descoberta de juros (PCJ e PDJ)

A condição da PDJ é fundamental na construção da maioria dos modelos de determinação da taxa de câmbio. De acordo com Fisher (1930), o retorno nominal de um título em um país deve ser igual ao de outro país, quando medidos na mesma moeda.

Iniciamos definindo a chamada PCJ: se existem condições de arbitragem, o diferencial da taxa de câmbio futura e da taxa de câmbio à vista será igual ao diferencial de juros entre ativos de características similares medidos nas moedas locais. Características similares referem-se a prazo, risco de *default*, tratamento tributário, restrições para posse por parte de não-residentes etc. Temos:

$$F_{t,t+k}/S_t = (1 + I_{t,k})/(1 + I_{t,k}^*) \quad (1)$$

onde $F_{t,t+k}$ é o preço futuro de S para um contrato que vence k períodos à frente, S_t é o preço à vista da moeda estrangeira em termos da moeda nacional no tempo t , $I_{t,k}$ é a taxa de juros doméstica no período k e $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros externa no período k . Em logaritmo, temos:

$$f_{t,t+k} - s_t = (i - i^*)_{t,k} \quad (2)$$

O lado direito da equação é a diferença percentual entre a taxa de câmbio futura e a taxa à vista, o chamado prêmio futuro.¹ A PCJ deve

sempre vigorar, independentemente das preferências dos agentes econômicos. Caso não vigorasse, haveria oportunidade de ganhos livres de risco. Se o diferencial de taxa de juros entre os ativos doméstico e externo em favor do primeiro fosse superior ao prêmio futuro, um investidor poderia realizar um ganho livre de risco comprando a moeda estrangeira na taxa para entrega no futuro a um preço inferior ao ganho a ser realizado pelo diferencial de juros em moeda local (ativo doméstico e passivo externo nesse caso). Não há risco nessa operação, pois o investidor “trava” o ganho medido em moeda estrangeira. Conforme mais investidores entrem nessa operação, o preço da moeda estrangeira no mercado futuro tenderá a subir e a oportunidade de arbitragem será eliminada. A maioria dos estudos empíricos mostra que essa condição é respeitada. É claro que no caso brasileiro há algumas adaptações. O risco de *default* não é o mesmo, pois há custos de transação significativos, impostos e mecanismos de controles de capital.

Se assumirmos neutralidade ao risco e expectativas racionais, temos que: a) a taxa de câmbio futura será um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista esperada em t para $t + k$; e b) a taxa de câmbio à vista efetiva em $t + k$ diferirá da taxa à vista esperada em t para $t + k$ apenas por um erro puramente aleatório, uma vez que os agentes utilizam corretamente o conjunto de informações disponível em t para formar suas expectativas para $t + k$. Nesse caso:

$$f_{t,t+k} = E_t [s_{t,t+k}] \quad (3)$$

$$s_{t+k} = E_t [s_{t,t+k}] + \eta_{t,t+k} \quad (4)$$

Substituindo (4) em (3) e usando a PCJ, temos:

$$s_{t+k} - s_t = (i_t - i_t^*) + \eta_{t,t+k} \quad (5)$$

A equação (5) é a chamada PDJ, que estabelece que o diferencial de taxa de juros é um estimador para a trajetória da taxa de câmbio no período. Dada a PCJ, podemos escrever:

$$s_{t+k} - s_t = (f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k} \quad (6)$$

Esta é a equação normalmente testada para verificação da hipótese de eficiência de mercado. Deve-se ressaltar que o teste é um teste conjunto das hipóteses de expectativas racionais e eficiência de mercado, uma vez que a primeira foi condição necessária para que chegássemos na equação (6). *Eficiência de mercado é entendida aqui de uma maneira bem restri-*

ta, para que não precisemos entrar em detalhes da extensa literatura que trata desse tema. No caso do mercado de câmbio, adotamos a definição de eficiência de mercado conforme descrita por Hodrick e Hansen (1980): “a proposição que o retorno esperado da especulação no mercado futuro de câmbio dado o conjunto de informações disponível em t é zero”.² Isso é o mesmo que dizer que a taxa futura de câmbio em t é um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista em $t + k$.

Empiricamente, estima-se a seguinte equação:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k} \quad (7)$$

onde o erro aleatório pode incluir tanto a possível existência de prêmio de risco quanto de erros de expectativa. Se as expectativas forem racionais e o erro for ortogonal ao prêmio do mercado futuro (diferença entre as taxas futura e à vista), então o estimador do coeficiente β da equação será consistente e β deverá ser igual a 1. A hipótese nula de $\beta = 1$, ou seja, f_t e um preditor não-viesado de s_{t+k} , é entendida como a condição de equilíbrio quando os mercados são eficientes e os agentes são neutros ao risco e têm expectativas racionais.³ Sob a hipótese de que a PCJ é satisfeita, $f_{t,t+k} - s_t$ e $i_t - i_t^*$ devem ser altamente correlacionados, de modo que ambos podem ser usados na estimação da equação (7).

É necessária uma qualificação. Em uma análise mais cuidadosa, a constatação da existência de viés da taxa futura de câmbio, isto é, $\beta \neq 1$ na equação (7), dá indícios de que a condição da PDJ é desrespeitada, mas não é exatamente a mesma coisa. McCallum (1994) encontra $\beta = -3$ a -4 para a relação entre seis moedas, indicador inequívoco de viés da taxa de câmbio futura e, portanto, dada a relação próxima, forte indício de que a PDJ não vigora na amostra. Entretanto, mostra que é possível gerar um comportamento compatível com a evidência de $\beta = -3$ a -4 , utilizando um modelo simples de política monetária que tem como objetivo minimizar os movimentos da taxa de câmbio, através de uma regra de manejo da taxa de juros doméstica, que também contém um parâmetro de amortecimento (*smoothing*) das mudanças da taxa doméstica de juros. O interessante é que o modelo usa a PDJ como hipótese e mesmo assim encontra indícios de que ela não vigora, de modo que fica clara a distinção entre eficiência do mercado de câmbio e PDJ. Esse ponto é muito relevante e será utilizado adiante como potencial explicação para a evidência empírica que detecta a existência de erros de previsão na taxa futura e ao mesmo tempo preserva a PDJ.

Como forma de especificação alternativa, porém de significado idêntico, podemos definir o excesso de retorno (ou, como definem outros auto-

res, o retorno ou lucro realizado da especulação no mercado futuro) como sendo o viés de f_t em relação a s_{t+k} (um retorno *ex-post*, portanto). Seguindo Lewis (1994), temos:

$$er_{t+k} = \text{viés} = s_{t+k} - s_t + i_t^* - i_t$$

Utilizando a PCJ, temos:

$$er_{t+k} = \text{viés} = s_{t+k} - f_t$$

Fica claro que o retorno realizado pode ser dividido entre o retorno esperado e um erro puramente aleatório. Tomando o operador esperança e subtraindo de ambos os lados, temos que o retorno esperado é $per_t = E_t(er_{t+k}) = E_t(s_{t+k} - s_t) - (f_t - s_t)$. Logo, temos:

$$er_{t+k} = per_t + \eta_{t,t+k} \quad (8)$$

onde $\eta_{t,t+k}$ é o erro de previsão puramente aleatório se as expectativas forem racionais. *Essa representação é equivalente à (7), no sentido de que, se $\beta = 1$, o retorno esperado é igual a zero ($per_t = 0$), restando apenas erros aleatórios de previsão na explicação de er_{t+k} .*

Os trabalhos empíricos internacionais encontram não apenas β estatisticamente diferente de 1, mas também evidências firmes de que β é negativo. A esse respeito, a resenha realizada por Froot e Thaler (1990) indicou $\beta = -0,88$ para uma média de 75 estimações. Fama (1984) identifica $\beta = -0,58$ para estimações relativas a nove países em uma amostra de agosto de 1973 a dezembro de 1982, entre outros estudos. Alguns autores encontram β positivo, mas é raro na literatura algum exemplo igual ou maior que 1. Um $\beta = -1$ implica que, para 1% de alta no diferencial de juros em função de alta do juro doméstico, a moeda local tenderia em momentos subseqüentes a apreciar-se 1%, contrariamente à dinâmica prevista pela condição da PDJ, que prevê uma desvalorização de 1% na moeda local.⁴ Isso equivale a dizer que o retorno esperado é diferente de zero. O desafio é explicar esse comportamento empírico divergente da hipótese de PDJ, que é instrumento teórico padrão na construção de modelos econômicos.

Uma forma de testar a PDJ, ou alternativamente a hipótese de que $per_t = 0$, é verificar se os retornos realizados são imprevisíveis. Isso porque, de acordo com a PDJ, os retornos esperados devem ser iguais a zero, o que implica dizer que em amostras grandes o suficiente os retornos realizados não podem ser previstos por nenhuma variável incluída no conjunto de

informações X_t observado pelos agentes. Através de uma regressão dos retornos realizados em um conjunto de informações observado pelos agentes econômicos em t , podemos testar a hipótese de imprevisibilidade dos retornos. Temos a seguinte equação:

$$er = \phi X_t + \mu_t \quad (9)$$

onde X_t é o conjunto de informações observável em t , ϕ são os coeficientes e μ_t é o erro puramente aleatório.

Os coeficientes do vetor ϕ em (9) devem ser conjuntamente iguais a zero para que os retornos realizados sejam imprevisíveis. Os estudos empíricos em geral encontram evidências de que os coeficientes não são conjuntamente iguais a zero, o que significa a existência de retornos esperados diferentes de zero, $per_t \neq 0$. Os estudos mostram ainda que a existência de retornos esperados diferentes de zero pode ser compatível com a hipótese da presença de um prêmio de risco variante no tempo, sendo necessário para isso que alguma especificação teórica do prêmio de risco seja capaz de replicar os retornos esperados estimados, conforme veremos adiante. Sob a hipótese de expectativas racionais, é possível definir o prêmio de risco como $PR_t^{RE} = E_t s_{t+k} - f_{t,t+k} = per$, isto é, o retorno esperado *ex-ante*.

Uma forma de investigar a possibilidade de existência de um prêmio de risco é identificar uma *proxy* para os retornos esperados (*ex-ante*), uma vez que o retorno esperado não é observável diretamente. Assumindo a hipótese de expectativas racionais, podemos tentar construir uma medida de retornos esperados a partir dos retornos realizados, através de uma regressão dos retornos realizados em um conjunto de informações X_t observado pelos agentes econômicos em t . As variáveis mais utilizadas na literatura para compor o conjunto de informações X_t são o prêmio futuro, os estoques relativos de ativos, as variáveis reais (a variação da produção industrial e do consumo, por exemplo) e as variáveis nominais (inflação, retornos no mercado acionário), além dos erros de previsão passados. Haveria evidência de que a série construída dessa maneira é uma boa *proxy* para os retornos esperados caso tal medida seja determinada pelas variáveis sugeridas pela teoria econômica. Seguindo Cumby (1988), temos:

$$per = \phi X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde ε_t é o erro de projeção, ortogonal por construção a X_t . Lembrando da hipótese de expectativas racionais – equação (8) – e combinando as equações (8) e (10), temos o seguinte:

$$er_{t+k} = \phi X + \eta_t + \varepsilon_t = \phi X + \mu_t \quad (11)$$

A série de tempo que serve de *proxy* para o retorno esperado são os valores projetados da equação (11), cujas propriedades estatísticas são investigadas na pesquisa empírica. Seguindo a análise de Cumby, na verdade as equações (9) e (11) são equivalentes. O objetivo da estimação é que é diferente. Na equação (9), estamos interessados em testar a eficiência do mercado de câmbio, que será rejeitada se alguma das variáveis incluídas em X_t for significativa. No caso da equação (11), o objetivo é investigar os movimentos dos retornos esperados, de modo que na construção de X_t devemos incluir quaisquer variáveis consideradas como potenciais fontes de explicação desses retornos, para que ε_t seja pequeno e que μ_t tenha as mesmas características de η_t .

A evidência empírica internacional para o regime de flutuação cambial pós-1973 para moedas dos principais países centrais mostra que os retornos esperados são significativamente diferentes de zero no período. Além disso, freqüentemente mudam de sinal e mostram grande volatilidade.

As explicações para o comportamento dos retornos esperados podem ser basicamente de duas naturezas: a) existência de um prêmio de risco, demandado pelos investidores em virtude do risco de manter em carteira ativos externos ao invés de domésticos, ou vice-versa, conforme o sinal do prêmio de risco; ou b) presença de erros de expectativa.

Primeiramente, introduzimos a investigação referente à possibilidade da existência de um prêmio de risco. Lembrando que nesse caso a taxa futura em t diferirá da taxa à vista esperada em t para $t + k$ por um prêmio de risco, temos:

$$PR_t^{RE} = E_t s_{t+k} - f_{t,t+k} = E_t (s_{t+k} - s_t) - (f_{t,t+k} - s_t) = per \quad (12)$$

onde PR_t^{RE} é o prêmio de risco sob a hipótese de expectativas racionais, conforme definido acima. Nessa especificação, o retorno esperado construído é tomado como *proxy* para o prêmio de risco. O erro de previsão é $(s_{t+k} - s_t) - E_t (s_{t+k} - s_t) = \eta_{t,t+k}$.

Sob a hipótese de expectativas racionais, temos, portanto, que o retorno realizado pode ser definido como o prêmio de risco somado ao erro de previsão:

$$er_t = per_t + \eta_t = PR^{RE} + \eta_t \quad (13)$$

De modo mais geral, o prêmio de risco pode ser definido como:

$$PR_t = E_t^m(s_{t+k} - s_t) - (f_{t,t+k} - s_t)$$

onde $E_t^m(s_{t+k} - s_t)$ representa a expectativa do mercado da variação da taxa de câmbio à vista entre t e $t + k$, dessa vez não impondo expectativas racionais. O erro de previsão nesse caso é:

$$(s_{t+k} - s_t) - E_t^m(s_{t+k} - s_t) = \varepsilon_t$$

e o retorno realizado pode então ser escrito como:

$$er_{t+k} = PR_t^m + \varepsilon_t \quad (14)$$

A diferença entre as equações (13) e (14) decorre da imposição de expectativas racionais, no primeiro caso, e de um processo qualquer de formação de expectativas, no segundo. Tomando ambas as equações, fica claro que o retorno esperado é igual ao prêmio de risco somente quando o processo formador de expectativas for racional. Caso contrário, não é possível utilizar a estimativa dos retornos esperados obtida a partir da regressão dos retornos realizados no conjunto de informações X_t como sendo *proxy* para o prêmio de risco, para em seguida investigar as propriedades dessa série *vis-à-vis* o comportamento esperado a partir de algum modelo que gere um prêmio de risco teórico. Conseqüentemente, no caso de expectativas não-rationais e de existência de um prêmio de risco, não é possível separar os efeitos decorrentes desse prêmio de risco dos efeitos oriundos de erros de previsão. Por outro lado, no outro extremo, temos a possibilidade de inexistência de um prêmio de risco e de um processo de formação de expectativas não-rationais. Nesse caso, a medida dos retornos esperados poderia ser encarada como uma *proxy* do desvio da racionalidade no processo de formação de expectativas, $E_t^m(s_{t+k}) - E_t(s_{t+k})$.

Assim, tomando a equação (8), temos claro que o viés de f_t é causado por uma parte esperada somada a erros de previsão aleatórios. No caso da equação (14), a parte esperada pode estar ocorrendo em função do fato de que o erro de previsão $\varepsilon_{t,t+k}$ não é necessariamente aleatório, estando correlacionado com o conjunto de informações passadas, já que as expectativas do mercado não foram consideradas racionais por hipótese. Nesse caso, não é possível separar a influência do prêmio de risco e dos erros de previsão não-aleatórios para o viés de f_t . Se as expectativas forem racionais, $\eta_t = \varepsilon_t$, de modo que é possível isolar a parte previsível do viés de f_t apenas em função do prêmio de risco, pois nesse caso os erros de previsão

seriam aleatórios. Sob essas condições, podemos interpretar o prêmio de risco como sendo equivalente aos retornos esperados descritos acima na equação (13).⁵

Por outro lado, há a possibilidade de que o comportamento volátil dos retornos esperados seja causado por questões não ligadas à existência de um prêmio de risco e sim a erros de expectativa, *erros que podem ocorrer inclusive sob a hipótese de expectativas racionais*. Uma primeira classe de modelos que investiga erros de expectativa tenta modelar desvios da hipótese de expectativas racionais; uma segunda mantém a hipótese de expectativas racionais, investigando erros de previsão em função de problemas de viés da amostra (aprendizagem, mudanças de regime, *peso problem*),⁶ decorrente da dificuldade de se mensurar corretamente os retornos esperados em pequenas amostras. Dito de outro modo, os estimadores obtidos em amostra pequena o suficiente podem demorar para convergir para os parâmetros populacionais, sob determinadas condições, que não são conhecidas pelo economista *ex-post*.

Portanto, uma primeira classe de modelos trata do viés esperado de f_t como sendo causado por um prêmio de risco variante no tempo, através de modelos de equilíbrio parcial e geral. A literatura em geral mostra que é necessário que o prêmio de risco tenha um valor elevado demais para justificar a evidência empírica de $\beta < 0$, isto é, modelos de equilíbrio parcial e geral que tentam explicar a rejeição da hipótese nula em (7) em função de um prêmio de risco não conseguem fugir da necessidade de coeficientes de aversão ao risco elevados demais. Entretanto, vários estudos encontram evidências de que o comportamento dos retornos esperados é compatível em termos *qualitativos* com a existência de um prêmio de risco. A outra grande classe busca explicações a partir de alternativas que possibilitem a geração de erros de previsão não-aleatórios, oriundos das mais variadas causas, conforme descrito acima.

Entretanto, ainda não há uma explicação satisfatória para o comportamento de β na equação (7). No restante deste capítulo isolaremos as causas que podem determinar $\beta < 1$ na equação (7). São elas, conforme explicamos: prêmio de risco, erros de expectativa (divididos em erros racionais em função de problemas de amostra e desvios da hipótese de expectativas racionais) e, por fim, uma classe pouco explorada de modelos que utilizam a PDJ como hipótese mas introduzem uma função de reação da autoridade monetária a variações da taxa de câmbio.

1.2. Evidência empírica

Empiricamente é verificado na literatura, como dissemos, β diferente de 1 e, em muitos casos, $\beta < 0$ para países com regimes de câmbio flutuante. Mencionamos a resenha de Froot e Thaler (1990), que encontrou um valor médio para β de $-0,88$. Outros exemplos são Froot e Frankel (1989), McCallum (1994), Fama (1984), Frankel (1993) e a ampla resenha feita por Hodrick (1987), todos trazendo evidência de β significativamente diferente de 1 para o período de flutuação iniciado após o colapso de Bretton Woods em 1973. Não faltam exemplos relativos ao período de flutuação na década de 20, como, por exemplo, Krasker (1980), que cita ampla literatura referente àquela época. Flood e Rose (1994) fazem uma análise relevante, dado o nosso objetivo de analisar o caso brasileiro, ao testarem a hipótese de $\beta = 1$ para alguns países membros do sistema monetário europeu, cujas taxas de câmbio são fixas entre si por uma banda relativamente estreita. Eles encontram evidências do problema do peso, obtendo $\beta = 0,25$ quando são excluídos os períodos de realinhamento das taxas de câmbio ocorridos no intervalo amostral e $\beta = 0,58$ quando os realinhamentos são incluídos. A característica marcante é a evidência de que $\beta > 0$, mas ainda significativamente menor que 1, e sugerem que $\beta < 0$ talvez se aplique apenas a países com regimes de câmbio flutuante. Outros resultados empíricos serão detalhados em cada seção, ao explorarmos as diferentes explicações para as evidências mencionadas aqui.

1.3. A desigualdade de Jensen e a relação entre paridade de retornos reais, paridade descoberta de juros e paridade do poder de compra⁷

1.3.1. A desigualdade de Jensen

Foi considerado que a eficiência do mercado de câmbio implica que a taxa de câmbio futura seja um previsor não-viesado da taxa de câmbio à vista ($F_{t,t+k} = E_t S_{t,t+k}$), ou, alternativamente, que $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ na equação (7), que há neutralidade ao risco e expectativas racionais. Contudo, essa definição não é exata, pois $E_t(1/S_{t+k}) > 1/E_t S_{t+k}$ em função da chamada desigualdade de Jensen.⁸ Como resultado, os retornos medidos em uma moeda-base podem ser nulos pela condição de ausência de oportunidades de arbitragem no mercado futuro, mas os retornos na outra moeda da transação não serão necessariamente nulos.

Como forma de resolver o paradoxo – chamado de paradoxo de Siegel (1972) –, podemos definir a condição de não-arbitragem a partir de retornos reais. Os agentes preocupam-se com retornos reais e não nominais, de modo que a condição de eficiência descrita acima é válida como um caso especial quando a covariância entre o retorno no mercado futuro (o viés do mercado futuro) e a inflação doméstica é zero. Isto é, se há incerteza quanto ao nível de preços, o retorno pode ocorrer em virtude de sua correlação com a variação do nível de preços, de modo que não é exato concluir pela existência de um prêmio de risco da mesma magnitude do viés encontrado a partir da análise dos retornos em termos nominais. Frenkel e Razin (1980) argumentam que, em função desse fato, o viés nominal do mercado futuro pode ser diferente de zero, mesmo que os agentes sejam neutros ao risco. Entretanto, para que haja neutralidade ao risco o viés em termos reais deve ser zero. Assim, a rejeição da hipótese nula de eficiência de mercado na equação (7) não permitiria a conclusão de que existe um prêmio de risco. Para analisar essa questão torna-se necessário explicitar os retornos em termos reais e verificar se eles são estatisticamente iguais a zero. A condição para inexistência de retorno em termos reais é dada por:

$$E\left(\frac{F_t - S_{t+1}}{P_t^{R\$}}\right) = 0$$

Assumindo que todas as variáveis têm uma distribuição log-normal:

$$E_t(s_{t+1}) = f_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$})$$

onde $\frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$})$ é chamado termo de desigualdade de Jensen – *Jensen inequality term* (JIT) –, que na verdade refere-se somente

ao termo $\frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1})$, que aparece quando expressamos a condição de

ausência de viés no mercado futuro ($F_{t,t+k} = E_t S_{t,t+k}$) em logaritmo: se X é uma variável aleatória distribuída normalmente com média μ_x e variância σ_x^2 , então e^x terá uma distribuição log-normal com média $E_t e^x = e^{(\mu_x + 0,5\sigma_x^2)}$.⁹

A literatura rejeita a hipótese de que o retorno em termos reais seja zero, ou seja, a hipótese de que o retorno em termos nominais seja causado puramente pelo JIT é rejeitada. Dada essa constatação, uma implicação é a possível existência de um prêmio de risco.

Por outro lado, a literatura também testa a magnitude do JIT para verificar se sua exclusão de testes convencionais da PDJ poderia viesar os resultados. A conclusão geral é que o JIT na prática é pequeno e pode ser desconsiderado nos testes sem prejuízo das inferências. Testes da PDJ que incluíram o termo $\text{var}(s_{t+1})$ em geral também rejeitam a hipótese nula da equação (7) de que $\beta = 1$.¹⁰

Na verdade, o que se conclui não é que a JIT seja irrelevante, mas simplesmente que não é grande o suficiente para explicar os retornos nominais esperados diferentes de zero encontrados na análise empírica.

Empiricamente, a constatação dominante é que os retornos esperados em termos reais também são diferentes de zero. Por exemplo, Cumby (1988) nota que a hipótese de vigência da PDJ implica que o retorno esperado da especulação no mercado futuro seja zero, de modo que uma forma de testar a PDJ é verificar se os retornos realizados são imprevisíveis, isto é, puramente aleatórios. Dado um conjunto de informações X disponível aos agentes e observado pelo econometrista, para que a PDJ vigore, esse conjunto de dados observáveis não pode apresentar poder explicativo dos retornos realizados.

A utilização dos retornos realizados como base para fazer inferências sobre a existência de retornos esperados *ex-ante* só é válida sob a hipótese de expectativas racionais. Isso porque, se o processo de formação de expectativas for racional, os retornos realizados diferem dos esperados *ex-ante* apenas por um erro de previsão aleatório e, portanto, imprevisível dado o conjunto de informações X_t disponível. O estimador de mínimos quadrados será consistente nesse caso se X_t e o erro de previsão forem variáveis estacionárias. Cumby testa primeiro a existência de retornos esperados diferentes de zero em termos nominais para o dólar em relação a outras cinco moedas (libra esterlina, marco alemão, dólar canadense, franco suíço e franco francês) e encontra alto poder de previsão no conjunto de informações X_t . É mostrado que os retornos esperados não apenas apresentam períodos de grande magnitude, como também trocam de sinal freqüentemente. O período de análise vai de janeiro de 1974 a dezembro de 1986 e os dados são trimestrais. As variáveis utilizadas no conjunto de informações X_t são o prêmio futuro, o quadrado do prêmio futuro e uma constante.

Cumby segue então para uma análise dos retornos esperados definidos em termos reais como $r_{t,k} = [(S_{t+k} - F_{t,k}) / S_t] / (p_{t+k} / p_t) = \pi_{t,k} / (p_{t+k} / p_t)$. As variáveis utilizadas no conjunto de informações X_t são o prêmio futuro e diversas variáveis reais, uma vez que “são consideradas importantes nas

decisões de poupança e investimento, afetando portanto os retornos esperados dos ativos em termos reais” nos Estados Unidos. São elas: a taxa de variação do consumo (defasagem de três meses), a taxa de crescimento da produção industrial (defasagem de três meses), os termos de troca e a taxa de inflação (defasagens de três e 12 meses). Cumby encontra evidências de que os retornos esperados em termos reais são diferentes de zero, *invalidando a hipótese de que os retornos nominais diferentes de zero podem ser atribuídos somente à correlação entre eles e um nível de preços incerto no futuro* e indicando que os agentes não podem ser considerados neutros ao risco, ou seja, pode existir um prêmio de risco variante no tempo compatível com o comportamento dos retornos esperados no mercado futuro.

Contudo, seguindo Engel (1995, p. 18), é interessante salientar que o prêmio de risco correto (PRC), definido, levando em conta o JIT, seria dado por:

$$PRC_t^{RE} = f - E_t(s_{t+1})_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$,BR}) = PR_t^{RE} - JIT$$

onde $P_t^{R\$,BR}$ é o nível de preços em reais pago por brasileiros. No caso de um investidor americano neutro ao risco, teríamos:

$$E_t(s_{t+1}) = f_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$,US})$$

e:

$$PRC_t^{RE} = f - E_t(s_{t+1})_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$,US}) = PR_t^{RE} - JIT$$

onde $P_t^{R\$,US}$ é o nível de preços em reais pago por americanos e é definido como a soma do nível de preços em dólares pago por americanos e a taxa de câmbio reais/dólares:

$$P_t^{R\$,US} = P_t^{US\$,US} + s_{t+1}$$

Se a PPC é satisfeita, temos $P_t^{R\$,BR} = P_t^{R\$,US} = P_t^{US\$,US} + s_{t+1}$ e as duas equações se tornam equivalentes:

$$E_t(s_{t+1}) = f_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$,BR})$$

e:

$$E_t(s_{t+1}) = f_t - \frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$,US})$$

Caso a PPC não vigore, não haverá equilíbrio com investidores neutros ao risco, dado que o retorno em termos reais não será avaliado da mesma maneira em cada país. Assim, testes de eficiência de mercado implicitamente têm como hipótese a vigência da PPC. Entretanto, segundo Engel, esse não é um item relevante, uma vez que o JIT é pequeno o suficiente para ser desconsiderado e permitir a hipótese tradicional da PDJ em modelos teóricos sem prejuízo da análise.

1.3.2. A relação entre paridade de retornos reais, paridade descoberta de juros e paridade do poder de compra

É possível derivar uma relação interessante entre o conceito de paridade de juros reais (PJR) ex-ante,¹¹ PPC ex-ante e PDJ. Os retornos reais ex-ante de um investidor em dois determinados países (A e B) são dados por:

$$E_t r_t^A = i_t^A - E_t(p_{t+1}^A - p_t^A)$$

e:

$$E_t r_t^B = i_t^B - E_t(p_{t+1}^B - p_t^B)$$

onde r_t é a taxa de juros real ex-ante e $E_t(p_{t+1} - p_t)$ é a taxa de inflação esperada. Se existir PJR ex-ante, temos que $E_t r_t^A = E_t r_t^B$. Utilizando a PDJ, $i_t^A = i_t^B + E_t(s_{t+1} - s_t)$ e, ignorando o JIT, temos:

$$E_t r_t^A - E_t r_t^B = [i_t^A - i_t^B - E_t(s_{t+1} - s_t)] + [E_t(p_{t+1}^A - p_t^A) - E_t(p_{t+1}^B - p_t^B) - E_t(s_{t+1} - s_t)]$$

onde o termo à esquerda é a PJR ex-ante e os dois termos do lado direito são a PDJ e a PPC ex-ante, respectivamente. Assim, temos $PJR = PDJ + PPC$. Desvios da PJR podem ocorrer em função de desvios da PDJ ou da PPC. Desvios da PDJ podem ocorrer, por sua vez, em função de ineficiência dos mercados de capitais, não-neutralidade ao risco ou desvios da hipótese de expectativas racionais, conforme descrito acima. Por fim, des-

vios da PPC ocorrem em função de integração imperfeita dos mercados de bens e erros de expectativas em relação à inflação.

É importante notar que, se a PPC *ex-ante* vigorar e o mercado de câmbio for eficiente, então a PJR deve vigorar. Entretanto, a inversão da equação não é válida. Por exemplo, desvios da PPC *ex-ante* não podem ser decompostos em desvios da PJR e da PDJ, dado que a integração do mercado de bens não depende de variáveis financeiras. Do mesmo modo, atribuir o viés do mercado de câmbio a desvios da PPC *ex-ante* e da PJR *ex-ante* é problemático. Mesmo lembrando que os testes de eficiência de mercado assumem implicitamente que a PPC vigora, conforme descrito acima, um eventual desvio desta última não fornece uma indicação clara a respeito dos motivos de um possível viés no mercado de câmbio.

1.4. As fontes dos desvios de β

1.4.1. O prêmio de risco

Para investigar as várias possibilidades para o viés de f_t é importante avançar mais na análise dos possíveis desdobramentos da equação (7). Seja b o estimador do parâmetro populacional β na equação (7). Se ele é consistente, temos:

$$plim(b) = \beta = \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}, f_t - s_t)}{\sigma^2(f_t - s_t)} \quad (15)$$

A partir de (12), temos:

$$f_{t,t+k} - s_t = E_t(s_{t,t+k} - s_t) + PR_t^{RE} \quad (16)$$

Aplicando o operador variância na equação (16) e lembrando que, sob a hipótese de expectativas racionais, $\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}, f_t - s_t) = \text{cov}(\Delta^e s_{t,t+k}, f_t - s_t)$, chegamos (após alguma manipulação) a:

$$\text{cov}(\Delta^e s_{t,t+k}, f_t - s_t) = \sigma^2(f_t - s_t) - \text{cov}(\Delta^e s_{t,t+k}, PR_t^{RE}) - \sigma^2(PR_t^{RE}) \quad (17)$$

Dividindo ambos os lados por $\text{var}(f_t - s_t)$ e usando (15), temos:

$$plim(b) = 1 - \beta^{PR}$$

onde:

$$\beta^{PR} = \frac{\sigma^2(PR_t^{RE}) + \text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR_t^{RE})}{\sigma^2(f_t - s_t)}$$

Portanto, quando existir um prêmio de risco variante no tempo, ou que tenha covariância com a expectativa de desvalorização cambial em t , teremos $\beta^{PR} > 0$ e, conseqüentemente, $\beta < 1$.

Como forma de aprofundar um pouco mais a análise, temos a decomposição proposta por Fama (1984), nas seguintes equações:

$$f_t - s_{t+k} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{1,t+k} \quad (18)$$

e:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{2,t+k} \quad (19)$$

As equações (18) e (19) são dependentes, dado que os regressores de ambas são iguais e a soma das variáveis dependentes é igual ao regressor. Assim, $\alpha_1 = -\alpha_2$, $\beta_1 + \beta_2 = 1$ e $\varepsilon_{1,t+k} = -\varepsilon_{2,t+k}$. A equação (18) é equivalente à equação (13), pois $f_t - s_{t+k}$ representa o retorno realizado, definido na equação (13) como o prêmio de risco somado aos erros de previsão sob a hipótese de expectativas racionais. Assim, se β_1 for significativo, “o componente de $f_t - s_t$ representado pelo prêmio de risco tem uma variação que aparece significativamente em $f_t - s_{t+k}$ ” [Fama (1984)]. Por outro lado, a equação (19) equivale à (7), que é normalmente utilizada para verificação da PDJ, pois se β_2 for significativo f_t conterá informações sobre a taxa de câmbio a ser observada em $t + k$. Se β_2 for igual a 1, f_t será um estimador não-viesado de s_{t+k} . Os coeficientes são dados por:

$$\begin{aligned} \beta_1 = \beta_{PR} &= \frac{\text{cov}(f_t - s_{t+k}, f_t - s_t)}{\sigma^2(f_t - s_t)} = \\ &= \frac{\sigma^2(PR_t^{RE}) + \text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR_t^{RE})}{\sigma^2(PR_t^{RE}) + \sigma^2(E_t[s_{t,t+k}] - s_t) + 2\text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR_t^{RE})} \end{aligned}$$

e:

$$\begin{aligned} \beta_2 = \beta &= \frac{\text{cov}(\Delta s_{t,t+k}, f_t - s_t)}{\sigma^2(f_t - s_t)} = \\ &= \frac{\sigma^2(E_t[s_{t,t+k}] - s_t) + \text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR_t^{RE})}{\sigma^2(PR_t^{RE}) + \sigma^2(E_t[s_{t,t+k}] - s_t) + 2\text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR_t^{RE})} \end{aligned}$$

Seguindo Fama, quando o prêmio de risco não é correlacionado com a expectativa de variação da taxa de câmbio à vista, os coeficientes β_1 e β_2 dividem a variância do prêmio futuro, $\sigma^2(f_t - s_t)$, em duas partes: a proporção devida à variância do prêmio de risco e a proporção devida à variância da mudança esperada da taxa à vista. Por outro lado, se a correlação entre os dois termos estiver presente, então a contribuição de $\text{cov}(PR, E_t[s_{t,t+k}] - s_t)$ para $\sigma^2(f_t - s_t)$ aparece igualmente em β e β_{PR} , mas nesse caso a simples interpretação dos coeficientes é perdida.

Ainda a partir das equações acima, dada a hipótese de expectativas racionais, valores baixos de β podem ser explicados por uma grande variância do prêmio de risco. No caso de $\beta < 0$, evidência firme na literatura internacional para regimes de câmbio flutuante, a decomposição de Fama implica que:

$$\sigma^2(PR^{RE}) > \sigma^2(E_t[s_{t,t+k}] - s_t)$$

e:

$$\text{cov}(E_t[s_{t,t+k}] - s_t, PR^{RE}) < 0$$

Não apenas o prêmio de risco nesse caso é diferente de zero e previsível, dado o conjunto de informações em t , mas sua variância é maior que a variância das mudanças esperadas na taxa de câmbio à vista (na verdade, para que essa condição ocorra basta $\beta < 0,5$). A busca de explicações para esse comportamento do prêmio de risco tem sido um desafio para a pesquisa empírica. A segunda equação mostra que o prêmio de risco e a expectativa da taxa à vista em $t + k$ devem ser negativamente correlacionados.

Cabe ressaltar novamente que $PR = f_t - E_t[s_{t,t+k}]$ será o prêmio de risco apenas se as expectativas forem racionais. Modelos que assumem expectativas racionais preocupam-se em identificar as propriedades estatísticas da série temporal do prêmio de risco, além de desenvolver modelos que busquem uma explicação para sua magnitude e comportamento. Por outro lado, modelos que permitem desvios da hipótese de expectativas racionais investigam alternativas para explicar tais desvios. Em um modelo que assume uma formação de expectativas não-rationais e postula ausência de prêmio de risco, o teste do viés de f_t em relação a $E_t[s_{t,t+k}]$ é equivalente a testar o desvio da hipótese alternativa de expectativas racionais.

1.4.1.1. Modelos para identificação da existência de um prêmio de risco

Conforme descrito na seção relativa aos retornos em termos reais da especulação no mercado futuro de câmbio, a evidência da existência de retornos diferentes de zero em termos nominais invalida a PDJ. Foi levantada a hipótese de que tal comportamento não seria necessariamente indicação de aversão ao risco por parte dos investidores, podendo ser oriundo de uma correlação dos retornos com um nível de preços incerto no futuro. Dessa forma, se os retornos em termos reais fossem iguais a zero, ficaria caracterizada a neutralidade ao risco mesmo quando os retornos em termos nominais são diferentes de zero. A evidência de que mesmo os retornos reais são diferentes de zero apontaria para a existência de um prêmio de risco no mercado de câmbio, potencialmente grande e variável o suficiente para explicar parte significativa do viés do mercado de câmbio futuro.

Várias especificações foram desenvolvidas na literatura para identificar e explorar as propriedades estatísticas do prêmio de risco. Dentre os modelos que buscam a explicação a partir de fundamentos econômicos, há basicamente duas classes principais: a abordagem de portfólio e os modelos baseados em maximização intertemporal. Vamos nos concentrar apenas nessa última.

Na abordagem de portfólio os investidores dividem sua riqueza em um portfólio composto por moeda e títulos domésticos e títulos denominados em moeda estrangeira, de acordo com as taxas relativas de retorno esperado doméstica e externamente. Os investidores encaram os títulos como perfeitamente substitutos em termos de risco de *default* e risco político, sendo substitutos imperfeitos apenas no que se refere à denominação monetária.

Uma derivação desse tipo é desenvolvida por Frankel (1982), um modelo que pode ser chamado de CAPM estático, no qual os agentes otimizam uma função nos dois primeiros momentos (média e variância), de modo que o prêmio de risco depende do estoque relativo de ativos entre os investidores de cada país uns em relação aos outros e de um parâmetro de aversão ao risco. A função objetivo é crescente na média e decrescente na variância. O modelo prevê que o prêmio de risco depende do estoque de riqueza relativo, das posições relativas de ativos e das variâncias e covariâncias condicionais. Em particular, o prêmio de risco mudaria de sinal apenas quando houvesse uma alternância na posição relativa dos agentes de cada país em relação a ativos do outro país, quando não houver incerteza em relação ao nível de preços. Se os agentes de um

país *A* são credores líquidos dos agentes do país *B*, isto é, se os agentes do país *A* detêm títulos denominados em moeda do país *B* em montante superior ao estoque de ativos denominados em moeda do país *A* detido por agentes do país *B*, então poderá existir um prêmio de risco nos ativos do país *B*.¹²

Assim, o sinal do prêmio de risco mudará quando a posição credora líquida mudar em favor do outro país. Empiricamente, tal situação ocorre muito raramente, de modo que o modelo também não é capaz de explicar as freqüentes mudanças de sinal encontradas nos retornos esperados dos mercados de câmbio dos países desenvolvidos. Tais mudanças poderiam ocorrer em função de variações nas covariâncias condicionais, mas também a evidência empírica em relação a essas variações mostra que elas ocorrem em montante insuficiente para explicar o comportamento dos retornos. É necessário aceitar um coeficiente de aversão ao risco muito grande para que os modelos se aproximem do comportamento empírico dos retornos esperados.

A segunda classe de representações baseia-se em modelos intertemporais de precificação de ativos em função de um comportamento maximizador de um agente representativo, principalmente a partir de Lucas (1978 e 1982). Nesses modelos os investidores maximizam uma função utilidade baseada no consumo e sujeita a restrições orçamentárias. No caso desses modelos, o prêmio de risco é oriundo da covariância condicional dos retornos da especulação no mercado futuro no período k e da taxa marginal de substituição da moeda no entre t e $t + k$. Portanto, a variação do prêmio de risco pode ser explicada a partir da variação dessa covariância condicional. Na verdade, o que se busca é verificar se o comportamento empírico para a *proxy* do prêmio de risco representada pelos retornos esperados está de acordo com as previsões dos modelos, em especial com o movimento da covariância condicional desses retornos com o consumo, como veremos adiante.

Essa classe de modelos também se mostra incapaz de gerar um prêmio de risco compatível com o comportamento empírico dos retornos esperados no mercado futuro de câmbio. A covariância dos retornos esperados e do consumo é pequena para replicar o comportamento dos retornos esperados sob hipóteses plausíveis de aversão ao risco. Especificações mais completas da função utilidade, afastando, por exemplo, a hipótese de separabilidade da função ou permitindo a persistência de hábitos, foram capazes de melhorar a *performance* do modelo, mas não a ponto de torná-lo capaz de explicar satisfatoriamente o comportamento dos retornos esperados.

1.4.1.2. Modelos de equilíbrio a partir da maximização de utilidade de um agente representativo

A literatura que investiga a existência de prêmio de risco no mercado de câmbio parte do modelo dinâmico de equilíbrio geral de Lucas (1982),¹³ com dois países, o qual possibilita a derivação de um prêmio de risco nos mercados futuros de câmbio. O modelo consiste em dois países: 0 e 1. Os agentes têm preferências idênticas para dois bens de consumo e dotações estocásticas dos dois bens. No período t os agentes do país 0 são dotados de $2X$ unidades do bem X e zero do bem Y e vice-versa para os agentes do país 1. As preferências são dadas por $E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(X_{it}Y_{it})]$, onde β é o fator de desconto e X e Y são o consumo dos agentes no país i no período t . A função é suposta separável, diferenciável continuamente, crescente nos argumentos e estritamente côncava. Todas as variáveis aleatórias são realizações de um processo Markov estacionário.

O equilíbrio ocorre conforme os agentes dividem os riscos no mercado de ativos, que é suposto completo no sentido de Arrow e Debreu, permitindo que os agentes possam consumir metade da dotação de cada bem. Em equilíbrio, o preço relativo de Y em termos de X depende apenas da razão das utilidades marginais $P_t^Y = U_t^Y / U_t^X$, onde $U_t^Y = \partial U(X_{it}Y_{it}) / \partial Y_{it}$ e $U_t^X = \partial U(X_{it}Y_{it}) / \partial X_{it}$. A introdução de dinheiro ocorre através de dotações do governo. A compra da dotação de bens de um país por parte dos agentes é feita apenas com moeda do próprio país. A informação é suposta completa nos mercados de bens e ativos. Supondo M_t a quantidade de moeda *per capita* no país 0 e N_t a do país 1, no momento t , o poder de compra de cada moeda (o preço de cada moeda em termos do bem do respectivo país) é dado por:

$$\pi_t^m = 2X_t / M_t$$

e:

$$\pi_t^n = 2Y_t / N_t$$

Assim, a taxa de câmbio à vista de equilíbrio é a taxa marginal de substituição contemporânea da utilidade entre dotações de moeda doméstica M e moeda estrangeira N :

$$S_t = \pi_t^n P_t^Y / \pi_t^m$$

De forma mais geral, o preço de um ativo é dado pela equalização da utilidade marginal perdida na compra de um ativo com a expectativa condicional da utilidade marginal a ser obtida pelo retorno proporcionado pela manutenção desse determinado ativo em carteira, isto é, o preço de equilíbrio é o que iguala o benefício marginal de manter o ativo em carteira com o custo da sua compra.

Definindo a taxa marginal de substituição intertemporal das respectivas moedas entre t e $t + k$ como Q_{t+k}^M e Q_{t+k}^N , temos a seguinte relação que deve vigorar para que não haja oportunidades de arbitragem nos países M e N :

$$\frac{1}{R_{t+k}^M} = E_t Q_{t+k}^M = E_t (\beta^k U_{t+k}^x \pi_{t+k}^M / U_t^x \pi_t^M)$$

e:

$$\frac{1}{R_{t+k}^N} = E_t Q_{t+k}^N = E_t (\beta^k U_{t+k}^y \pi_{t+k}^N / U_t^y \pi_t^N)$$

onde R_{t+k}^M e R_{t+k}^N são as taxas de juros livres de risco nos dois países. De modo geral, podemos escrever as equações como:

$$E_t (Q_{t+k} R_{t+k}) = 1 \quad (20)$$

Esta é a equação de Euler, que dita as decisões de investimento em modelos de maximização de utilidade intertemporal, sendo base para a investigação teórica e empírica de precificação de ativos.

A taxa marginal de substituição intertemporal da moeda é um índice que pesa a variação do poder de compra da moeda em um determinado período de tempo pela taxa marginal de substituição intertemporal dos bens nesse mesmo período ($\beta^k U_{t+k}^x / U_t^x$ para o bem X e $\beta^k U_{t+k}^y / U_t^y$ para o bem Y).

Conforme descrito acima, a taxa de câmbio à vista é a razão entre as taxas marginais de substituição dos bens. A taxa de câmbio futura, por sua vez, pode ser definida como:

$$S_{t+k} / S_t = Q_{t+k}^N / Q_{t+k}^M$$

Utilizando a PCJ, temos que a taxa futura em t é dada por:

$$F_t = S_t \frac{R_{t+k}^M}{R_{t+k}^N} = S_t \frac{E_t Q_{t+k}^N}{E_t Q_{t+k}^M}$$

Seguindo Engel (1995) e assumindo que as variáveis têm distribuição log-normal e que a utilidade é da forma CRRA, é possível expressar a solução por:¹⁴

$$\begin{aligned} f_t - s_t = E_t[(m_{t+1} - m_t) - (m_{t+1}^* - m_t^*)] - \frac{1}{2}[\text{var}_t(m_{t+1}) - \text{var}_t(m_{t+1}^*)] + \\ + \alpha(1-\gamma)\text{cov}(m_{t+1} - m_{t+1}^*, y_{t+1}) + (1-\alpha)(1-\gamma)\text{cov}(m_{t+1} - m_{t+1}^*, y_{t+1}^*) \end{aligned} \quad (21)$$

e:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = E_t[(m_{t+1} - m_t) - (m_{t+1}^* - m_t^*)] \quad (22)$$

onde m_t é o log da oferta monetária, y_t o log da produção, α a parcela da renda gasta em bens domésticos e γ o coeficiente de aversão ao risco. Nesse modelo, a fonte de risco decorre da correlação de choques da produção com choques monetários. A taxa de câmbio é função apenas das ofertas monetárias doméstica e externa, assumindo que as parcelas de consumo alocadas em bens domésticos e externos sejam constantes. Como em geral o prêmio de risco em qualquer ativo decorre da covariância do retorno do ativo com a taxa marginal de substituição do consumo para que a taxa de câmbio tenha uma covariância diferente de zero com o consumo, as ofertas monetárias devem ser correlacionadas com choques de produção. Subtraindo (22) de (21), obtemos o prêmio de risco.

Para aproximar o modelo de uma especificação testável empiricamente, torna-se adequado adotar a simplificação de uma função de utilidade restrita a um bem e escrever a equação de Euler (20), um modelo de equilíbrio parcial como em Mark (1985):

$$1 = \delta E \left(\frac{U'(C_{t+k}) r_{t+k}^j}{U'(C_t)} / I_t \right) \quad j = 1, 2, \dots, N$$

onde r_{t+k}^j representa o retorno *real* do ativo j , δ é o fator de desconto subjetivo e $U'(C_t)$ e $U'(C_{t+k})$ são as utilidades marginais nos períodos t e $t + k$. A especificação é equivalente à desenvolvida anteriormente, de modo que o preço de equilíbrio dos ativos é tal que a utilidade marginal do consumo perdida na compra do ativo é igual à utilidade marginal esperada

do retorno do ativo, descontada a valor presente. Seguindo Mark e assumindo que r_{t+k}^j representa o retorno de uma posição a descoberto de um investimento em um título denominado em moeda estrangeira, temos:

$$1 = \delta E \left(\frac{U'(C_{t+k})(1+i_{j,t+k}^*)}{U'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{S_{t+k}^j}{S_t^j} / I_t \right) \quad (23)$$

onde $i_{j,t+k}^*$ é a taxa de juros nominal do título em moeda estrangeira j , P_t e P_{t+k} são o nível de preços doméstico em t e $t+k$ e S_t e S_{t+k} são a taxa de câmbio em t e $t+k$. Tomando a PCJ, temos:

$$1 = \delta E \left(\frac{U'(C_{t+k})(1+i_{j,t+1}^*)}{U'(C_t)} \frac{P_t}{P_{t+k}} \frac{F_t^j}{S_t^j} / I_t \right) \quad (24)$$

onde F_t é a taxa de câmbio futura em t . Subtraindo (24) de (23), temos:

$$E \left(\frac{U'(C_{t+k})}{P_{t+k}} \frac{P_t}{U'(C_t)} \frac{(S_{t+k}^j - F_t^j)}{S_t^j} / I_t \right) = 0 \quad (25)$$

O modelo requer que o produto entre a taxa marginal de substituição da moeda, dada por $\left(\frac{U'(C_{t+k})}{P_{t+k}} \frac{P_t}{U'(C_t)} \right)$, e o retorno da especulação no mercado futuro, dado por $\left(\frac{(S_{t+k}^j - F_t^j)}{S_t^j} / I_t \right)$, sejam ortogonais ao conjunto de informações disponível em t , isto é, não-correlacionado com qualquer elemento de I . Essa é uma hipótese testável empiricamente. Mark expressa a equação (25) como:¹⁵

$$E \left[\frac{S_{t+k}^j - F_t^j}{S_t^j} / I_t \right] = \frac{\text{cov} \left[\frac{U'(C_{t+k})}{P_{t+k}} \frac{P_t}{U'(C_t)}; \left[\frac{S_{t+k}^j - F_t^j}{S_t^j} / I_t \right] \right]}{-E \left[\frac{U'(C_{t+k})}{P_{t+k}} \frac{P_t}{U'(C_t)} / I_t \right]}$$

e afirma que: “dado que a taxa marginal de substituição intertemporal da moeda é sempre esperada ser positiva, o prêmio de risco é visto como proporcional à covariância condicional da taxa marginal de substituição intertemporal da moeda e do retorno da especulação no mercado futuro. O fator de proporcionalidade e a covariância condicional podem depender de informação da amostra e não precisam ser invariantes no tempo. Portanto, o prêmio de risco pode flutuar ao longo do tempo.” Essa é, portanto, a linha de análise dos modelos que utilizam as equações de Euler para explicar a existência do prêmio de risco. Assim, o prêmio de risco decorre do risco de consumo, uma vez que consumidores com aversão ao risco preferem uma trajetória de consumo “plana”, preferem ativos que contribuam para amortecer (*smooth*) o consumo ao longo do tempo.

Apesar de potencialmente poderem explicar o comportamento empírico dos retornos esperados no mercado futuro, várias análises mostraram que o *coeficiente de aversão ao risco necessário para adequar o prêmio de risco gerado pelo modelo ao comportamento empírico dos retornos é grande demais*.

Para ver isso, é interessante seguir a análise de Engel (1995), que mostra o diminuto tamanho do prêmio de risco, gerado pelo modelo acima sob hipóteses plausíveis para o coeficiente de aversão ao risco. Se assumirmos que as variáveis da equação (25) têm uma distribuição log-normal, é possível escrever a equação como:

$$E_t(s_{t+k}) = f_t - \frac{1}{2} \sigma_t^2(s_{t+k}) + \text{cov}_t(s_{t+k}, p_{t+k}) - \text{cov}(s_{t+k}, a_{t+k})$$

onde a_{t+k} é o log da taxa marginal intertemporal de substituição da moeda, conforme as equações anteriores. Tomando a função de utilidade na forma de aversão ao risco constante $U(C) = \delta C_t^{1-\gamma} / (1-\gamma)$, onde γ é o coeficiente de aversão ao risco e δ uma constante arbitrária, chega-se a:

$$E_t(s_{t+k}) = f_t - \frac{1}{2} \sigma_t^2(s_{t+k}) + \text{cov}_t(s_{t+k}, p_{t+k}) + \gamma \text{cov}(s_{t+k}, c_{t+k})$$

O prêmio de risco é dado por:

$$PR = f_t - E_t(s_{t+k}) = \frac{1}{2} \sigma_t^2(s_{t+k}) - \text{cov}_t(s_{t+k}, p_{t+k}) - \gamma \text{cov}(s_{t+k}, c_{t+k}) \quad (26)$$

Lembrando que os dois primeiros termos do lado direito da equação (26) são oriundos do JIT (conforme Subseção 1.3.1 anterior), temos que o

chamado prêmio de risco “correto”, isto é, após considerados os termos relativos ao JIT, é dado por:

$$PRC = -\gamma \text{cov}(s_{t+k}, c_{t+k})$$

Engel nota que o prêmio de risco é exatamente da mesma magnitude que o JIT, porém de sinal trocado, sob hipóteses consideradas razoáveis no modelo. Conforme mencionado na Subseção 1.3.1, a evidência mostra que o JIT é pequeno e pode normalmente ser desconsiderado nas análises empíricas para estimação da equação (7). Assim, a princípio o mesmo valeria para o prêmio de risco gerado pelo modelo, a não ser que um coeficiente de aversão ao risco bastante grande fosse possível.

Na sua análise, Mark (1985) utiliza a equação de Euler (20). Empiricamente, é necessário parametrizar a função utilidade, utilizada por Mark na forma de aversão ao risco constante definida acima como $U(C) = \delta C_t^{1-\gamma} / (1-\gamma)$. São duas as representações do consumo nos Estados Unidos: o consumo de bens não-duráveis e o consumo de bens não-duráveis e serviços. O primeiro é considerado porque os gastos com itens que tendem a mostrar baixo grau de substituição intertemporal no curto prazo são considerados como serviços. O modelo é estimado para o dólar em relação ao dólar canadense, ao marco alemão, à libra esterlina e ao florim holandês. O período amostral estende-se de março de 1973 a julho de 1983.

As restrições teóricas decorrentes do comportamento ótimo dos agentes são dadas pela seguinte equação, testável empiricamente:

$$E(c_{t+1}^\gamma p_{t+1} \pi_{j,t+1} / X_t) = 0 \quad j = 1, 2, \dots, m$$

onde $c_{t+1} = C_t / C_{t+1}$, $p_{t+1} = P_t / P_{t+1}$ e $\pi_{j,t+1} = (S_{j,t+1} - F_{j,t}) / S_{j,t}$. A equação quer dizer o seguinte: o produto da taxa marginal de substituição da moeda entre t e $t + 1$ e dos retornos da especulação no mercado futuro é imprevisível, dado o conjunto de informações disponíveis X_t , isto é, não pode haver correlação com as variáveis de X_t .

Mark reporta valores elevados para o coeficiente de aversão ao risco e, de forma geral, o grau de aversão ao risco medido varia significativamente (de 12 a 50), dependendo da combinação de variáveis instrumentais utilizada. De modo geral, um coeficiente de aversão ao risco grande demais é necessário para conciliar a variância do retorno esperado com o modelo de prêmio de risco. Mark mostra que as restrições são rejeitadas para algumas variáveis instrumentais, mas que a evidência contra o modelo não é conclusiva. Por outro lado, a evidência a favor do modelo também

não é, dado que os coeficientes de aversão ao risco gerados são pouco precisos.

Muitos outros estudos apresentam conclusões similares: o comportamento empírico dos retornos não segue as previsões dos modelos, mesmo quando esse comportamento não difere em termos qualitativos.

Por exemplo, Kaminsky e Peruga (1990) também utilizam o modelo descrito nesta seção, com o prêmio de risco aparecendo em função da covariância da taxa de câmbio com a taxa marginal de substituição intertemporal do consumo. A análise é relativa ao marco, à libra e ao iene em relação ao dólar entre abril de 1975 e junho de 1985, com dados mensais. Os autores estimam a matriz de variância-covariância condicional utilizando modelos GARCH e encontram evidências de um prêmio de risco diferente de zero e variante no tempo, porém também rejeitam as restrições dos parâmetros impostas pelo modelo. Cumby (1988) encontra indicações de que os co-movimentos dos retornos esperados e das covariâncias condicionais entre os retornos e o consumo são, de modo geral, consistentes com o modelo, em termos qualitativos, dado que é possível rejeitar a hipótese de covariâncias condicionais constantes e replicar alguns movimentos dos retornos esperados. Entretanto, o modelo não proporciona uma descrição adequada do comportamento dos retornos esperados ao não capturar todas as mudanças de sinal dos retornos esperados.

Assim, os modelos descritos nesta seção, que usam variáveis instrumentais para testar as restrições impostas pela teoria, em geral falham em produzir resultados satisfatórios. O procedimento normal é restringir o modelo geral e testar se a hipótese nula de adequação do modelo restrito é rejeitada. Apesar de muitos não poderem rejeitar a hipótese nula, isso não significa que o modelo é bom. Segundo Engel (1995), a não-rejeição da hipótese nula pode ocorrer em função de o modelo geral ter alto poder explicativo e a hipótese nula ter um pouco menos de poder explicativo. Por outro lado, a não-rejeição pode ocorrer em função de nem a hipótese nula nem a alternativa terem poder explicativo.

1.4.2. Problemas em função de amostras pequenas

A análise até o momento considerou as propriedades do estimador β em amostras grandes, de modo que ele seja consistente com o parâmetro populacional. Podemos identificar os vários modelos que investigam as propriedades do prêmio de risco. Entretanto, amostras pequenas podem

trazer conseqüências importantes para o comportamento de β . Seguindo Engel (1995), em amostras finitas:

$$\bar{\beta} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, s_{t,t+k} - s_t)}}{\overline{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}}$$

onde $\bar{\beta}$ representa o estimador em amostras pequenas. É possível estabelecer:

$$\bar{\beta}_{SS} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, E_t s_{t+k} - s_{t+k})}}{\overline{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}}$$

onde $\bar{\beta}_{SS}$ representa o desvio do estimador β de uma determinada amostra do seu limite de probabilidade. Quando o estimador de β é consistente, $\bar{\beta}_{SS}$ é zero. Temos, portanto, $\bar{\beta} = 1 - \bar{\beta}_{PR} - \bar{\beta}_{SS}$.

$\bar{\beta}_{SS}$ pode ser diferente de zero por vários fatores. Como mostra Engel, isso pode ocorrer quando o conjunto de informações dos agentes difere do conjunto do econometrista, gerando a possibilidade de existência de erros de previsão sistemáticos e, ainda assim, racionais.

No caso de uma inovação no processo estocástico da taxa de câmbio à vista, pode haver um período de aprendizagem se as informações forem reveladas gradualmente, durante o qual há a possibilidade de covariância positiva entre $f_{t,t+k} - s_t$ e $E_t s_{t+k} - s_{t+k}$, mesmo que os agentes utilizem a informação racionalmente. A mudança no processo estocástico é conhecida plenamente pelo econometrista *ex-post*, mas não poderia ter sido conhecida plenamente pelos agentes durante aquele determinado período amostral. Conforme passa o tempo, os agentes aprendem sobre o processo estocástico, e a covariância entre $f_{t,t+k} - s_t$ e $E_t s_{t+k} - s_{t+k}$ desaparece. O exemplo oposto ocorre quando os agentes têm mais informações que o econometrista. Mesmo que os agentes formem suas expectativas racionalmente, utilizando a correta distribuição condicional da taxa de câmbio à vista, o período amostral pode não conter todas as inovações que os agentes pensam que vão ocorrer. O exemplo mais evidente é uma expectativa por parte dos agentes de um realinhamento da taxa de câmbio durante o período amostral. Suponha-se que o realinhamento não ocorra durante o período amostral. *Ex-post*, o econometrista não tem essa informação, isto é, não sabe que nesse período específico havia a expectativa de um realinhamento que não aconteceu. O resultado dessa expectativa são valores altos tanto de $f_t - s_t$ como de $E_t s_{t+k} -$

s_{t+k} , de modo que é possível encontrar um $\overline{\beta_{ss}}$ positivo. Como no caso do exemplo de aprendizagem, em amostras grandes a covariância entre $f_{t,t+k} - s_t$ e $E_t s_{t+k} - s_{t+k}$ desaparece. Esse é o problema do peso, potencialmente identificado em vários estudos. Ambas as possibilidades descritas acima de erros sistemáticos nas previsões formadas racionalmente são explicadas em detalhes por Lewis (1994). As próximas três subseções são em grande parte baseadas nessas passagens.

1.4.2.1. Aprendizagem

Lewis mostra como o processo de aprendizagem pode acontecer, a partir de inovações no processo estocástico. Exemplos dessas inovações podem ser a passagem de uma política monetária expansionista para uma contracionista, uma mudança na política fiscal etc. Seguindo o exemplo de Lewis, suponha-se que a inovação seja um aperto da política monetária, que implicaria uma apreciação da moeda doméstica. Definindo a expectativa da taxa de câmbio à vista em $t + k$ condicional ao regime antigo como $E_t(s_{t+k}/V)$ e a expectativa condicional ao novo regime como $E_t(s_{t+k}/N)$, onde $E_t(s_{t+k}/V) > E_t(s_{t+k}/N)$, a taxa de câmbio esperada para $t + k$ será a média ponderada dos dois valores esperados:

$$E_t s_{t+k} = \gamma E_t(s_{t+k}/V) + (1 - \gamma) E_t(s_{t+k}/N) \quad (27)$$

onde γ é a probabilidade considerada pelo mercado de que a determinação da taxa de câmbio em $t + k$ ocorra sob o regime antigo.

A expectativa de que o comportamento da taxa de câmbio segue o regime antigo é submetida a um processo de aprendizagem racional, levando os agentes a atualizar a probabilidade de que o regime mudou através de observações subseqüentes da taxa de câmbio realizada. Supondo que os agentes saibam que, se uma mudança de regime ocorresse, teria sido em $\tau < t$, eles atualizariam a probabilidade percebida de o regime ser novo através de observações seguidas da taxa de câmbio. De acordo com a Lei de Bayes:

$$\gamma_t = \frac{\gamma_{t-1} L(\Delta s_v \Delta s_{t-1}, \dots, \Delta s_{\tau+1} / V)}{(1 - \gamma_{t-1}) L(\Delta s_v \Delta s_{t-1}, \dots, \Delta s_{\tau+1} / V) + \gamma_{t-1} L(\Delta s_v \Delta s_{t-1}, \dots, \Delta s_{\tau+1} / N)}$$

Suponha-se que o novo regime de fato acontece em τ . Uma vez que $E_t(s_{t+k}/V) > E_t(s_{t+k}/N)$, as observações da taxa de câmbio realizada estarão sistematicamente abaixo da prevista pelo regime antigo, elevando progres-

sivamente a probabilidade percebida pelos agentes de que o novo regime está em vigor. Conforme o número de observações cresça:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \gamma_t = 0$$

Durante o processo de aprendizagem haverá a expectativa de que o regime antigo ainda está em vigor, de modo que a diferença entre as taxas de câmbio esperadas em cada regime provocará erros de previsão sistemáticos, podendo determinar um comportamento que pode levar a média dos retornos a ser diferente de zero.

Lembrando que o viés de previsão da taxa de câmbio futura em t é a diferença entre a taxa à vista realizada em $t + k$ e f_t , temos:

$$\text{viés} = s_{t+k} - f_t = PR_t + (s_{t+k} - E_t s_{t+k})$$

Para isolar os efeitos do processo de aprendizagem para a existência ou não de viés de f_t na equação (7), convém supor que o prêmio de risco é zero. Assim, o comportamento do viés de f_t pode ser atribuído na sua totalidade ao comportamento dos erros de previsão $\eta_{t,t+k}$ da equação (7).

Ainda seguindo Lewis (1994), supondo que o regime de política monetária é realmente novo e subtraindo a taxa de câmbio realizada da expectativa na equação (27), temos:

$$\begin{aligned} s_{t+k}^N - E_t s_{t+k} &= \eta_{t,t+k} = [s_{t+k}^N - E_t(s_{t+k} / N)] - \gamma_t [E_t(s_{t+k} / V) - \\ &- E_t(s_{t+k} / N)] = \eta_{t,t+k}^N - \gamma_t \nabla s_{t+k} \end{aligned}$$

onde s_{t+k}^N é a taxa à vista realizada em $t + k$ sob o novo regime e ∇s_{t+k} representa a diferença entre a taxa à vista esperada em $t + k$ condicionada a cada regime. Conforme o mercado acredite que o antigo regime está em vigor, ∇s_{t+k} introduzirá um viés. Como sabemos que, sob o novo regime, $E_t(s_{t+k}/V) > E_t(s_{t+k}/N)$, temos que $\nabla s_{t+k} > 0$, de modo que a média de erros de previsão será negativa, dado que a taxa de câmbio realizada surpreenderá o mercado sistematicamente pela sua força (apreciação mais acentuada que o esperado ou depreciação menos acentuada que o esperado).

Supondo que o prêmio de risco seja zero, $\bar{\beta} = 1 - \bar{\beta}_{ss}$. Da definição de $\bar{\beta}_{ss}$, temos que, para que $\bar{\beta} < 1$, a covariância entre o erro de previsão e a variação esperada da taxa de câmbio à vista deve ser negativa. Isso é possível ocorrer, conforme Lewis, pois o mercado, dado que espera siste-

maticamente uma taxa de câmbio mais depreciada que a realizada durante o processo de aprendizagem, será surpreendido por apreciações sistemáticas da taxa de câmbio. Se o mercado atribuir uma probabilidade alta, o suficiente de que ainda está vivendo sob o regime antigo, a covariância será negativa.

O problema dos modelos de aprendizagem tem sido justamente a evidência de que os mercados às vezes parecem não aprender, obviamente uma inconsistência. O exemplo mais comum para essa dificuldade foi o comportamento do dólar na década de 80, quando houve pelo menos dois períodos de comportamento sistemático: quatro anos de forte apreciação (de 1981 a 1985) seguidos por três anos de depreciação significativa, após as reuniões do Hotel Plaza em 1985, culminando com o acordo do Louvre de 1987, quando o G7 concordou em intervir para sustentar o dólar. Durante os dois períodos, os modelos de aprendizagem não conseguem explicar o motivo da persistência do comportamento do prêmio futuro. O mercado futuro do dólar indicava um prêmio futuro ao longo dos anos de apreciação, ou seja, o mercado esperava uma depreciação e não uma apreciação, gerando $\beta < 1$ na equação (7). Veremos a seguir uma classe de modelos que melhora substancialmente a capacidade de explicação dos retornos realizados. Em particular, os modelos de aprendizagem têm como hipótese que os agentes conhecem o regime vigente, apenas não sabendo quando ele vai mudar. Os modelos de mudanças de regime através de um processo de cadeias de Markov (*Markov chains*) permitem que os agentes não saibam nem o regime vigente nem quando e se o regime vai mudar.

1.4.2.2. Problema do peso

No caso de os agentes esperarem uma mudança não realizada na política econômica durante o período amostral, também aparece a possibilidade de um viés de previsão no mercado de câmbio. Tal situação ocorre, por exemplo, quando o mercado espera um realinhamento da taxa de câmbio durante o período amostral, mas esse realinhamento não ocorre. O resultado é um viés de f_t durante o período amostral, ainda que as expectativas sejam racionais, problema que tende a desaparecer em amostras mais longas. A expressão “problema do peso” ocorre em função de tal fator ter sido investigado para o caso mexicano nos anos 70 por Lizondo (1983), entre outros. A possibilidade teórica de evidência do problema do peso para o caso brasileiro fornece também um campo de investigação interessante.

Suponha-se que o processo formador de expectativas da taxa de câmbio à vista segue um modelo que leva em conta a possibilidade de mudança da política econômica durante o período amostral:

$$E_t s_{t+k} = (1 - \delta) E_t (s_{t+k} / A) + \delta E_t (s_{t+k} / F)$$

onde $(1 - \delta)$ é a probabilidade atribuída de que a taxa de câmbio será determinada pelo regime de política econômica atual (A) e δ é a probabilidade de que o regime mudará para um regime futuro qualquer (F). Caso o regime não mude, a taxa de câmbio continuará a ser gerada pelo regime corrente, de modo que o erro de previsão será dado por:

$$\begin{aligned} s_{t+k}^A - E_t s_{t+k} &= \eta_{t,t+k} = [s_{t+k}^A - E_t (s_{t+k} / A)] + \delta_t [E_t (s_{t+k} / A) - \\ &- E_t (s_{t+k} / F)] = \eta_{t,t+k}^A - \delta_t \nabla s_{t+k} \end{aligned}$$

onde s_{t+k}^A é a taxa à vista realizada em $t + k$ sob o regime atual e ∇s_{t+k} é a diferença entre a taxa à vista esperada em $t + k$ condicionada a cada regime. Conforme o mercado acredite que haverá uma mudança no regime, ∇s_{t+k} introduzirá um viés. $\eta_{t,t+k}^A$ é o erro de previsão condicionado ao regime atual, isto é, dado que a mudança de regime não ocorre no período amostral. Nesse caso, $\eta_{t,t+k}^A$ não é correlacionado com as informações disponíveis em t .

No caso de ausência de prêmio de risco, $\bar{\beta} = 1 - \bar{\beta}_{PR} - \bar{\beta}_{SS}$ torna-se $\bar{\beta} = 1 - \bar{\beta}_{SS}$. Lembrando que $\bar{\beta}_{SS} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, E_t s_{t+k} - s_{t+k})}}{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}$ e que

$\eta_{t,t+k}^C = E_t s_{t+k} - s_{t+k} = f_{t,t+k} - s_{t+k}$, temos que para que $\bar{\beta} < 0$ deveremos ter uma covariância negativa entre o erro de previsão e o prêmio do mercado futuro. A existência de problema do peso viesado, portanto, $\bar{\beta}$ para baixo. Em amostras grandes $\beta_{SS} = 0$, mas em amostras curtas a covariância entre o erro de previsão e o prêmio do mercado futuro pode ser negativa se o mercado acreditar que há uma probabilidade alta de mudança no regime de política econômica. O viés ocorre da mesma maneira que nos modelos de aprendizagem.

Os exemplos empíricos do problema do peso são variados. Evans e Lewis (1995) consideram que uma mudança de regime efetivamente ocor-

rerá em algum momento se os agentes têm expectativas racionais, de modo que a medida de β deve ser baseada no número de mudanças de regime de política que ocorrem durante um determinado período amostral. Através de um modelo de mudanças de regime para os casos dólar-iene, dólar-marco e dólar-libra, eles geram a distribuição empírica de β , assumindo expectativas racionais. Os resultados mostram que de fato há um viés decorrente da expectativa de mudança de regime. O coeficiente β é viesado para baixo e o desvio-padrão do prêmio de risco gerado pelo modelo é maior que o prêmio de risco efetivo. Os autores também concluem que o viés não é explicado completamente pelo problema do peso, isto é, mesmo após considerado o problema do peso, o componente previsível do viés permanece elevado.

Flood e Rose (1994) testam a hipótese de $\beta = 1$ para alguns países membros do sistema monetário europeu, cujas taxas de câmbio são fixas entre si por uma banda relativamente estreita. Eles encontram $\beta = 0,58$, maior que zero mas ainda significativamente menor que 1, e sugerem que $\beta < 0$ talvez se aplique apenas a países com regimes de câmbio flutuante. O período da amostra vai de março de 1979, data do início da operação do mecanismo de taxa de câmbio do sistema monetário europeu, a março de 1994.

A existência do problema do peso é investigada. O coeficiente obtido excluindo os períodos de realinhamento é comparado com o obtido incluindo esses períodos. O viés é introduzido quando os períodos de realinhamento são excluídos da amostra. São 54 realinhamentos da paridade das moedas investigadas em relação ao marco alemão. Mesmo salientando que os períodos de realinhamento incluídos podem não ser necessariamente considerados suficientes para formar uma “amostra grande”, dado que os realinhamentos não podem ser considerados eventos independentes, Flood e Rose concluem que a existência de expectativas de realinhamento viesam o coeficiente β em $-0,35$ em sua amostra, o que é bastante significativo. Entretanto, mesmo após considerada a existência de viés na amostra em virtude da expectativa de realinhamentos, ainda resta um significativo desvio da PDJ, embora bastante inferior em relação à evidência existente em regimes de câmbio flutuante.

Outro estudo interessante é o de Krasker (1980), aplicado ao período da hiperinflação alemã do início da década de 20. Vários autores encontraram evidências de desvios da PDJ no caso alemão nos anos 20 (ver literatura citada por Krasker). O autor sugere que o viés pode ser oriundo da expectativa dos agentes de que em algum momento haveria uma intervenção para pôr fim à hiperinflação. Tal expectativa poderia levar a distribui-

ção amostral a apresentar desvios da normalidade estatística, isto é, nesse caso a distribuição amostral convergiria muito lentamente para a distribuição populacional. Krasker coloca que, para isolar os efeitos do problema do peso, é necessário de algum modo gerar um modelo de expectativa de determinação da taxa de câmbio condicional ao fato de que a estabilização não ocorre no período amostral e compará-lo com um modelo condicional ao conjunto de informações disponível sem essa restrição. Busca-se verificar se a expectativa de uma estabilização do nível de preços dentro do período amostral, a qual não ocorre, impõe um viés que invalida a PDJ. O modelo de Cagan (1956) para a demanda de moeda sob um regime de hiperinflação é utilizado para construir um modelo de expectativas para a taxa de câmbio e gerar uma especificação que seja testável empiricamente. Krasker conclui que o mercado de câmbio é eficiente no período utilizando tal especificação, isto é, a evidência empírica é compatível com $\beta = 1$. O caso da hiperinflação alemã é, entretanto, bastante particular, uma vez que durante aquele período o processo gerador da taxa de câmbio na Alemanha obedeceria quase que exclusivamente à trajetória da expansão monetária e das expectativas para a inflação, condições naturalmente excepcionais e não aplicáveis em um estudo mais geral.

1.4.2.3. Modelos de séries de tempo com mudanças de regime

Uma derivação alternativa e frutífera na explicação do comportamento do dólar na década de 80, e do prêmio de risco em geral, é a seguida por Engel e Hamilton (1990) e Kaminsky (1993), que utilizam modelos capazes de gerar mudanças de regime de política econômica endogenamente, através de inovações aleatórias no regime de política econômica, modelados no caso em questão a partir da teoria de *Markov chains*.¹⁶

Conforme vimos acima, no caso dos modelos de aprendizagem e de modelos que buscam explicar a existência de um viés de previsão no mercado futuro em função de problemas na amostra (problema do peso), o objetivo é obter explicações para o comportamento dos retornos realizados no mercado futuro, mantendo a hipótese de que as expectativas são formadas racionalmente. Entretanto, segundo Kaminsky, esses estudos não examinam diretamente se o processo gerador da taxa de câmbio muda ao longo do período amostral, endogenamente. Modelos de aprendizagem admitem mudanças de regime exógenas. Além disso, a hipótese de que os agentes conhecem o modelo vigente é bastante restritiva. Uma tentativa de modelar possíveis mudanças endógenas de regime foi feita por Engel e Hamilton (1990).

Conforme mencionado, o dólar passou por dois períodos bastante distintos e de longa duração na década de 80. Engel e Hamilton mostram que de 1979 a 1984 o dólar se apreciou entre 60% e 90% em termos logarítmicos em relação ao marco alemão, ao franco francês e à libra esterlina, moedas objeto de investigação do estudo. O período seguinte vai do início de 1985 ao final de 1987, quando tais moedas se valorizaram entre 50% e 70% em relação ao dólar. O intrigante no período foi o fato de o mercado futuro operar com um desconto em relação ao dólar no período de apreciação, isto é, o mercado parecia esperar uma desvalorização da moeda durante o período de quatro anos em que ela se apreciou. O comportamento do mercado futuro no período de depreciação do dólar a partir de 1985 foi exatamente o mesmo em termos qualitativos, isto é, o mercado parecia esperar um processo de apreciação. Portanto, houve clara rejeição da hipótese nula da equação (7), isto é, evidência clara de um viés no mercado futuro. As explicações levantadas para tal comportamento, conforme vimos, são variadas, incluindo desde um prêmio de risco variante no tempo até problemas de amostra, aprendizagem etc.

O comportamento da taxa de câmbio à vista foi muitas vezes identificado como similar a um *random-walk* com um termo de flutuação, como, por exemplo, em Meese e Singleton (1982). Engel e Hamilton questionam se de fato o dólar *spot* segue um *random-walk* ou se poderia ser gerado por um outro modelo que permite ciclos longos de apreciação ou depreciação. O objetivo dos autores é decompor a série não-estacionária do dólar à vista em uma seqüência de tendências temporais segmentadas, geradas por um processo estocástico. Eles assumem que o comportamento do dólar deriva de dois possíveis regimes, um de apreciação e um de depreciação. A teoria base para essa decomposição é uma cadeia de Markov, cujas realizações não são observadas pelo econometrista, isto é, ele não sabe qual regime está em vigor em um determinado período nem quando e se ele vai mudar.

O objetivo é “caracterizar os dois regimes e a lei que governa a transição entre eles. Essas estimativas dos parâmetros podem então ser usadas para inferir em qual regime o processo esteve em um determinado período e proporcionar previsões dos valores futuros da série”. São dois regimes: um de apreciação, no qual o marco alemão, o franco francês e a libra esterlina apreciam-se em 4%, 3,3% e 2,6% por trimestre em relação ao dólar, respectivamente, e outro de depreciação, no qual as desvalorizações das moedas em relação ao dólar são de 1,2%, 2,7% e 3,8%, respectivamente.

Engel e Hamilton rejeitam a hipótese nula de que a taxa à vista do dólar é gerada por um processo *random-walk*, contra a hipótese alternativa

do modelo de mudança de regime. É mostrado que o modelo de mudança de regime reduz o erro médio de previsão (dentro do intervalo amostral) entre 9% e 14% em relação à especificação *random-walk*, para um horizonte de seis meses a um ano. Entretanto, o modelo tem *performance* ruim na identificação dos pontos de mudança de regime, sendo superado pelo *random-walk* quando são feitas previsões fora da amostra, em períodos que incluem a mudança de regime. Kaminsky argumenta que tal fato pode ser causado pela restrição feita por Engel e Hamilton, que incluem apenas informações sobre as realizações passadas da taxa de câmbio no conjunto de informações disponíveis aos agentes.

Kaminsky abre novas possibilidades na análise do modelo de mudança de regime ao incorporar no conjunto de informações dos agentes outras variáveis, além das observações passadas da taxa de câmbio. Especificamente, ele inclui anúncios dos membros do Banco Central dos Estados Unidos (Fed) em relação à política monetária. A análise é feita em relação à libra esterlina entre março de 1976 e dezembro de 1987. Com isso, a *performance* do modelo melhora sensivelmente. Kaminsky encontra evidências de que as expectativas do mercado, mesmo viesadas, podem ter sido formadas racionalmente. Isso porque a expectativa para a taxa de câmbio à vista em $t + k$ gerada pelo modelo é capaz de explicar grande parte do viés realizado, bem como se aproxima das expectativas coletadas pelos *surveys* (*The Economist*, *MMS* e *Amex*).

1.4.2.4. Desvios da hipótese de expectativas racionais

Retomando Engel (1995), temos:

$$\bar{\beta} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, s_{t,t+k} - s_t)}}{\overline{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}}$$

e:

$$\bar{\beta}_{SS} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, E_t s_{t+k} - s_{t+k})}}{\overline{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}}$$

onde $\bar{\beta}_{SS}$ representa o desvio do estimador β de uma determinada amostra do seu limite de probabilidade. Temos, portanto, $\bar{\beta} = 1 - \bar{\beta}_{PR} - \bar{\beta}_{SS}$, conforme descrito acima. É possível abrir um pouco mais essa especificação

para possibilitar a inclusão de outra fonte de desvios da condição de PDJ, a existência de processos não-rationais de formação de expectativas.

Podemos definir $E_t^m s_{t+k}$ como a expectativa do mercado para a taxa de câmbio à vista em $t + k$. Se as expectativas forem racionais, teremos $E_t^m s_{t+k} = E_t s_{t+k}$, de modo que $\Gamma = E_t^m s_{t+k} - E_t s_{t+k}$ representa o desvio da hipótese de expectativas racionais, o erro de expectativa, portanto. De modo geral, temos:

$$\overline{\beta_{EI}} = \frac{\overline{\text{cov}(f_{t,t+k} - s_t, E_t^m s_{t+k} - E_t s_{t+k})}}{\overline{\sigma^2(f_{t,t+k} - s_t)}}$$

onde $\overline{\beta_{EI}}$ é o coeficiente gerado por expectativas “irracionais”. Naturalmente, caso as expectativas sejam racionais, $\overline{\beta_{EI}} = 0$. Assim, temos que $\overline{\beta} = 1 - \overline{\beta_{PR}} - \overline{\beta_{SS}} - \overline{\beta_{EI}}$. Além da existência de um prêmio de risco e de problemas decorrentes de amostras pequenas, os desvios de β podem ser causados por um processo de formação de expectativas “irracionais”. Portanto, para compreender o comportamento do viés identificado empiricamente no mercado futuro em condições mais gerais, é necessária a decomposição de suas causas entre os componentes oriundos do prêmio de risco e de erros de expectativa.

Lembrando que o retorno realizado é dividido entre o retorno esperado e os erros de expectativa ($er_{t+k} = per_t + \varepsilon_{t,t+k}$), teremos então três possibilidades. No caso de expectativas racionais, não há retornos em função de erros de expectativas, dado que, por hipótese, o erro é aleatório ($\eta_{t,t+k} = \varepsilon_{t,t+k}$). Assim, $er_{t+k} = per_t + \varepsilon_{t,t+k} = PR_t^{RE} + \eta_{t,t+k}$, os retornos em excesso são causados puramente pelo prêmio de risco. Conforme descrito acima, um método para identificação de uma *proxy* para PR_t^{RE} consistiria, nesse caso, em regredir os retornos *ex-post*, isto é, o viés realizado da taxa futura em relação à taxa à vista realizada ($f_{t,t+k} - s_{t+k}$), em um vetor de variáveis pertencentes ao conjunto de informações dos agentes em t :

$$f_{t,t+k} - s_{t+k} = A\Omega_t + \varepsilon_{t+k} \quad (28)$$

onde A é o vetor de coeficientes e Ω_t o vetor do conjunto de informações. Os resultados da equação (28) dariam o prêmio de risco sob as hipóteses

de expectativas racionais desde que os erros da regressão sejam ruído branco, conforme descrevemos acima. Vários autores seguem essa metodologia para identificar os padrões de comportamento estatístico do prêmio de risco, entre eles Fama (1984), Canova e Marrinan (1993), Cumby (1988), entre outros. A resenha realizada por Lewis (1994) também mostra várias alternativas de especificação. A dificuldade com a equação (28) está justamente em escolher um modelo que inclua no vetor informacional as variáveis relevantes.

Por outro lado, o viés do mercado futuro pode ser causado por erros de expectativas, possivelmente em função de um processo não-racional de formação de expectativas. O problema é que pode haver uma interseção entre essas duas possibilidades, isto é, podemos ter um processo de formação de expectativas não-racional e ao mesmo tempo a presença de prêmio de risco. A consequência é que não é possível isolar *a priori* esses componentes do viés. Nesse caso estamos testando conjuntamente as hipóteses de expectativas racionais e de existência de um prêmio de risco.

A solução de muitos estudos tem sido utilizar dados publicados de expectativas em relação à evolução da taxa de câmbio (*survey data*). Assume-se a princípio que a taxa de câmbio esperada nesses *surveys* reflete um processo de formação de expectativas representativo, de modo que seria possível utilizar esses dados na construção dos testes de hipótese.

Uma possível fonte de erros na medição das expectativas decorre do fato de que a taxa de câmbio à vista esperada no futuro pode não ser coletada pelos *surveys* no mesmo momento em que a taxa à vista contemporânea é realizada. Entretanto, o processo de coleta das expectativas pelos *surveys* permite a ocorrência de erros de medição, desde que eles sejam aleatórios. Conforme Froot e Frankel (1989) afirmam: “há uma analogia formal com o método de expectativas racionais, que usa variações *ex-post* da taxa de câmbio ao invés de dados oriundos de *surveys* e assume que o erro em medir a verdadeira expectativa de depreciação, atribuído normalmente a notícias, é aleatório”. Mesmo assim, é claro que vêm à luz os tradicionais questionamentos em relação a qualquer hipótese de formação de expectativas que não sejam racionais, principalmente em relação à representatividade dos *surveys* e ao fato de existirem evidências de que os erros de expectativas encontrados a partir do uso dessas bases de dados são fortemente correlacionados ao prêmio do mercado futuro no momento da coleta das informações, conforme documentado pelos autores.

Frankel e Froot (1987)¹⁷ e Froot e Frankel (1989) buscam determinar se o componente mais importante na explicação do viés de $\bar{\beta}$ são o prêmio de risco ou os erros de expectativa. Para isso é necessário ter uma

medida das expectativas (no caso, *surveys* de várias fontes). Eles utilizam a média das previsões como medida da expectativa do mercado para a taxa de câmbio à vista em $t + k$. A partir dessa medida de expectativas é possível identificar também a parcela do retorno esperado que pode ser atribuída ao prêmio de risco no processo de estimação, pois se torna possível dividir o prêmio futuro nos componentes devidos à depreciação esperada e ao prêmio de risco. Froot e Frankel encontram $\beta < 0$ no período amostral e, de modo geral, a parcela do excesso de retorno passível de ser explicada pelo prêmio de risco é relativamente baixa, dado que em muitas das estimativas $\overline{\beta_{PR}}$ está próximo de zero. Por outro lado, o componente devido aos erros de expectativas em geral mostra-se muito mais relevante, pois na maioria dos casos $\overline{\beta_{EI}} > 1$. Outro resultado é a alta persistência dos erros de previsão e a correlação das expectativas de depreciação coletadas com o prêmio futuro, evidências também documentadas por Frankel e Froot (1987) para o caso do dólar na década de 80. Além disso, eles rejeitam a conclusão de Fama de que a variância do prêmio de risco é maior que a variância dos erros de previsão.

No caso do *survey* de *The Economist*, Froot e Frankel encontram $\overline{\beta_{EI}} = 1,49$ e $\overline{\beta_{PR}} = 0,08$. As estimativas de $\overline{\beta_{EI}}$ são sempre positivas, mas em alguns casos $\overline{\beta_{PR}}$ são negativas, implicando que $\overline{\beta_{EI}}$ pode ser bem maior que 1. As conclusões do estudo são: a) é possível rejeitar a hipótese de que todo o viés decorre do prêmio de risco; b) não é possível rejeitar a hipótese de que todo o viés decorre de erros de expectativa; c) como resultado das duas conclusões anteriores, as flutuações do prêmio futuro refletem completamente as mudanças das expectativas de desvalorização, compatível com a hipótese de perfeita substituição entre ativos denominados em moedas diferentes; e d) dado que o prêmio de risco decorrente dos *surveys* não parece ser correlacionado com o prêmio futuro, não é possível rejeitar a hipótese de que o prêmio de risco é constante. Há um nível médio substancial do prêmio de risco, isto é, ele é diferente de zero na média, mas ele não varia com o prêmio futuro.

Chinn e Frankel (1994) também utilizam *survey data* em uma análise *cross-section* de 25 moedas, de países desenvolvidos e em desenvolvimento. O período amostral vai de fevereiro de 1988 a fevereiro de 1991, e as evidências também apontam para a existência de viés e alta correlação do prêmio futuro com as expectativas para a taxa de câmbio dos *surveys*. Essa correlação representa uma evidência de que os erros de expectativa não são aleatórios, pois estão correlacionados com o prêmio futuro, que é uma variável presente no conjunto de informação disponí-

vel dos agentes, mas também pode advir de problemas decorrentes de amostra pequena.

Modelos que permitem a presença de agentes não-rationais mostram que é possível gerar um padrão de erros de expectativa similar ao encontrado nos *surveys*. Se parte dos participantes do mercado for irracional, existe a possibilidade de que os preços dos ativos incluam um risco derivado disso, de modo que os agentes irracionais podem, em teoria, obter retornos esperados acima da média e não ser “esmagados” por participantes racionais no mercado.

Outra classe de modelos busca construir uma medida *ex-ante* do prêmio de risco, de modo a poder separar as influências deste e dos erros de previsão no comportamento do viés do mercado de câmbio. Por exemplo, Canova e Ito (1991) utilizam um modelo VAR para gerar uma estimativa da taxa de câmbio futura e assim construir uma estimativa *ex-ante* do prêmio de risco no caso dólar/iene. Os autores reportam que o modelo VAR tem melhores resultados durante períodos turbulentos (como 1981/82 e 1984/85) do que os modelos baseados em *survey data* das expectativas da taxa de câmbio à vista futura e do que a própria taxa à vista realizada *ex-post*. O prêmio de risco *ex-ante* é construído como sendo a diferença entre a taxa a vista esperada em t para $t + k$ gerada pelo modelo VAR e a taxa futura prevalecente em t . A análise da série temporal do prêmio de risco construído a partir do modelo VAR fornece evidências de que de fato um prêmio de risco estaria presente no período amostral, mas que seria “virtualmente constante”, o que é incompatível com a evidência apresentada na Subseção 1.4.1. É claro que a série estimada, usada como *proxy* para o prêmio de risco através de uma análise pura de séries temporais, pode ser encarada como sendo um prêmio de risco se for determinada pelas variáveis econômicas de acordo com alguma teoria. Com esse alerta, caímos novamente na necessidade de testar tais restrições de acordo com os modelos de prêmio de risco detalhados na Subseção 1.4.1.1.

1.4.3. Desvios da PDJ a partir de regras de política monetária

Uma área de desenvolvimento mais recente é a que estuda as mais variadas regras de política monetária, a partir de modelagens de funções de resposta dependentes de diferentes variáveis. Os potenciais benefícios dessa classe de modelos na explicação da documentada falha em detectar eficiência do mercado de câmbio ainda são relativamente pouco explorados. O texto que nos chamou a atenção para os potenciais benefícios dessa linha de análise foi o de McCallum (1994), que inicialmente considera o

modelo composto pelas seguintes equações (estamos seguindo sua nomenclatura):

$$m_t - p_t = c_0 + c_1 y_t + c_2 R_t + v_t \quad (29)$$

$$y_t = b_0 + b_1 r_t + b_2 q_t + b_3 y_t^* + u_t \quad (30)$$

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (31)$$

$$r_t = R_t - (E_t p_{t+1} - p_t) \quad (32)$$

$$s_t = E_t s_{t+1} - \beta x_t + \xi_t \quad (33)$$

e:

$$x_t = R_t - R_t^* \quad (34)$$

A equação (29) é a demanda de moeda, dependente do produto e da taxa nominal de juros. A equação (30) representa uma curva IS, dependente da taxa de juros real, da taxa de câmbio real e do produto externo. As equações (31) e (32) definem a taxa real de câmbio e a taxa real de juros. Por fim, temos a equação (33), que representa a PDJ, onde x_t é o diferencial das taxas de juros interna e externa. As expectativas são racionais e os preços são flexíveis por hipótese.

Apesar de o câmbio futuro não entrar na especificação, não há qualquer inconveniente em utilizar o prêmio futuro no lugar do diferencial de taxa de juros, dada a ampla evidência internacional de que a PCJ vigora. A distinção conceitual entre as hipóteses de ausência de viés no mercado futuro e de vigência da PDJ não depende de qual das duas variáveis entra na equação (33).

McCallum a seguir considera a função de reação da política monetária. A idéia básica é que a função de reação da autoridade monetária introduz uma segunda equação, que prevalece juntamente com a PDJ em um sistema simultâneo, que é desconsiderado nas análises que consideram a PDJ isoladamente. Tal relação simultânea possibilita a obtenção de valores de β menores que zero, conforme a evidência internacional, *mantendo a PDJ como hipótese*.¹⁸ Para verificar isso, McCallum considera o que ocorre quando a autoridade monetária tenta evitar mudanças rápidas da taxa de câmbio, adotando uma linha mais expansionista quando há pressões de valorização da moeda doméstica ou uma ação contracionista quando há pressões de desvalorização, e ao mesmo tempo evita alterações bruscas da taxa de juros doméstica, através de um parâmetro de amortecimento. A função é dada por:

$$x_t = \lambda(s_t - s_{t-1}) + \sigma x_{t-1} + \zeta_t \quad (35)$$

onde $\lambda > 0$ representa o parâmetro de resposta a variações da taxa de câmbio e $0 < \sigma \leq 1$ é o parâmetro de amortecimento da variação da taxa de juros doméstica e, conseqüentemente, do diferencial de taxa de juros x_t , uma vez que é suposto que a taxa externa fique constante. A hipótese da PDJ é mantida, assumindo $\beta = 1$ na equação (33) e mantendo a hipótese de expectativas racionais. Substituindo (35) em (33), temos:

$$E_t s_{t+1} - s_t = \lambda \Delta s_t + \sigma x_{t-1} + \zeta_t - \xi_t \quad (36)$$

A solução livre de bolhas da equação (36) é apresentada como sendo da seguinte forma:

$$s_{t+1} - s_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 \zeta_t + \phi_3 \xi_t \quad (37)$$

cujos parâmetros são dados por $\phi_1 = -\sigma/\lambda$, $\phi_2 = -1/\lambda$ e $\phi_3 = 1/(\lambda + \sigma)$. Se houver elevada persistência do diferencial de taxa de juros, medido por σ perto de 1, teremos a possibilidade de valores menores que 0 para ϕ_1 , para uma gama de valores “realistas” de λ . No caso de McCallum, assumindo por exemplo $\lambda = 0,20$ e $\sigma = 0,80$, teremos $\phi_1 = -4$, em linha com os resultados por ele obtidos a partir da estimação da equação (7).

McCallum mostra que o comportamento estatístico do diferencial de taxa de juros a partir do modelo pode seguir as mais variadas especificações. No exemplo acima, os erros das equações (33) e (35) foram considerados aleatórios, de modo que a substituição da solução (37) na equação da função de reação (35) implica que o diferencial de juros também será aleatório e, dada a vigência da PCJ, também o prêmio futuro. Como essa não é a propriedade estatística encontrada nos dados, uma vez que a especificação com melhores resultados para modelar a série do prêmio futuro é um ARMA(1,1), McCallum modifica o sistema, permitindo que o erro da equação da PDJ siga um processo AR(1). Com isso, o prêmio futuro também será AR(1), uma especificação próxima do ARMA(1,1) estimado, uma vez que o coeficiente MA encontrado na estimação é pequeno.

O interessante da linha de análise descrita nesta seção é a possibilidade de gerar a rejeição da PDJ na identificação empírica a partir de um modelo relativamente simples que assume a própria PDJ como hipótese. Os tradicionais testes para a vigência da PDJ ignoram a possibilidade de uma função de reação da autoridade monetária. Fica bem caracterizado que concluir pela existência de viés de previsão do mercado de câmbio futuro não é o mesmo que concluir que a PDJ não vigora. Foi mostrado também que pequenas modificações nas hipóteses relativas ao comporta-

mento dos resíduos das equações permitem aproximar o comportamento previsto do prêmio futuro do padrão encontrado na análise empírica. Aqui parece existir um campo de investigação potencialmente importante e ainda pouco explorado na literatura, que pode aliviar o peso que recai sobre outras explicações descritas neste capítulo para a aparente falha da PDJ.

1.5. Co-integração e eficiência de mercado¹⁹

Antes de descrevermos os testes empíricos, é importante uma análise mais criteriosa das relações entre os conceitos de eficiência de mercado e de co-integração. Os mercados são considerados eficientes quando não é possível prever o comportamento dos preços de ativos a partir do conjunto de informações disponíveis. Os agentes utilizam as informações racionalmente, e inexistente um padrão sistemático de comportamento dos preços, eliminando, portanto, a possibilidade de ganhos extraordinários. Assim, os retornos nesses mercados devem seguir processos estatísticos puramente aleatórios: *martingales*, *submartingales* e, finalmente, *random-walks*.

Normalmente, os testes empíricos buscam provar que os retornos dos ativos estudados seguem um processo do tipo *random-walk*:

$$r_t = r_{t-1} + \varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \varepsilon_{t-j}$$

onde ε_t é independente e identicamente distribuído.

A conclusão de alguns estudos de que em mercados eficientes os preços dos ativos devam seguir um *random-walk* traz a possibilidade da seguinte conclusão: preços definidos em mercados eficientes não podem ser co-integrados, pois de outro modo haveria a possibilidade de prever movimentos nos preços. Entretanto, essa conclusão também não pode ser tomada como regra, devendo prevalecer para *ativos diferentes*. O exemplo do mercado de câmbio deixa esse conceito claro. Hakkio e Rush (1989) afirmam que: “se países explicitamente (e rigidamente) fixarem sua taxa de câmbio ou implicitamente ligarem sua política econômica (e possuírem tecnologia de produção similar), então as taxas de câmbio não serão ativos diferentes”. Nesse caso, a co-integração não implica necessariamente ineficiência de mercado. Uma definição mais útil de eficiência de mercado pode ser, de acordo com Dwyer e Wallace (1992): “um mercado eficiente ocorre quando não existem retornos livres de risco acima do custo de oportunidade disponível para os agentes, dados os custos de transação e as informações dos agentes”.

Desse modo, eficiência de mercado não implica ausência de co-integração como norma geral. Co-integração de preços de ativos depende do modelo especificado. Por exemplo, no caso da PDJ, a ausência de viés de previsão da taxa à vista em $t + k$ pela taxa futura em t implica co-integração de f_t e s_{t+k} , mas não há uma extensão direta desse fato para o conceito de eficiência de mercado, que necessita de hipóteses adicionais. Dwyer e Wallace concluem que: ²⁰ “a não co-integração de f_t e s_{t+k} seria inconsistente com a PDJ se a PCJ for válida. Sob as hipóteses de neutralidade ao risco e custo de transação zero, isso seria inconsistente com eficiência de mercado, pois implicaria a existência de ganhos *previsíveis* não aproveitados”. Fica claro, portanto, que a não co-integração de f_t e s_{t+k} elimina a possibilidade de mercado eficiente nesse caso. Assim, devemos ter cuidado ao relacionar co-integração e eficiência de mercado, pois não há correspondência única entre esses dois conceitos.

Assim, a hipótese nula de eficiência de mercado também implica que s_{t+k} e f_t devem co-integrar, dado que $s_{t+k} - f_t = \varepsilon_t$ e, sob a hipótese nula, ε_t é estacionário. Além disso, o vetor co-integrante deve satisfazer à restrição $[1, -1]$. Entretanto, o oposto não é verdadeiro, isto é, a cointegração de s_{t+k} e f_t não implica que a hipótese nula de (7) seja satisfeita, uma vez que mesmo nesse caso poderíamos ter $\alpha \neq 0$ e $\beta \neq 1$. Uma eventual constatação de que s_{t+k} e f_t não são co-integrados sob a hipótese de expectativas racionais poderia indicar a não estacionariedade de um possível prêmio de risco, ou a presença de viés na amostra (por exemplo, em função do problema do peso).

Outro aspecto importante é a qualificação de Frankel em relação à literatura que conclui que a taxa de câmbio em mercados eficientes deva ser um *random-walk*. No caso da taxa de câmbio, sob a hipótese de expectativas racionais, Frankel (1993, Cap. 8) afirma que “one point that was not appreciated in early work and is still frequently misunderstood is that rational expectations imply that the prediction errors are white noise, not that the first differences of the spot rate are white noise. Rational expectations do not require that the spot exchange rate follow a random walk, in the proper definition of the term.”

Considerando agora as propriedades estatísticas da equação (7), a mais comum utilizada na pesquisa empírica de eficiência do mercado de câmbio, a literatura utiliza variadas técnicas para testar hipóteses sobre o prêmio futuro ($f_t - s_t$), e o viés da taxa futura em relação à taxa à vista realizada sob a hipótese de expectativas racionais.

O ponto de partida é testar a ordem de integração de s_t e f_t . A literatura em geral mostra que s_t e f_t normalmente são integradas de ordem 1,

ou seja, têm uma raiz unitária, mas são estacionárias na primeira diferença. A hipótese nula em (7) de $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ pode ser escrita como $f_t - s_t = E_t s_{t+k} - s_t = s_{t+k} - s_t + \varepsilon_t$, onde ε_t é o erro de previsão. Se $s_{t+k} - s_t$ é estacionário, então $f_t - s_t$ também deve ser estacionário para que a hipótese nula seja verdadeira. Caso $f_t - s_t$ não seja estacionário, dada a estacionariedade de $s_{t+k} - s_t$, poderíamos concluir que a hipótese nula de (7) é rejeitada.

Assim, os testes normalmente realizados para investigação da eficiência do mercado de câmbio são:

- a) ordem de integração de s_t e f_t e análise de co-integração das mesmas;
- b) co-integração de s_{t+k} e f_t ; e
- c) hipótese nula de (7), isto é, $\alpha = 0$ e $\beta = 1$.

2. Arbitragem de taxa de juros e fluxo de capitais para o Brasil a partir de 1992

Este capítulo tem como objetivo tratar das relações das condições de arbitragem do diferencial de taxa de juros, representada pela PCJ, e pelo retorno (ou cupom) *ex-post* (com risco cambial), com a retomada de um fluxo de capitais positivo para o Brasil a partir de 1992, de uma maneira mais discursiva. Definiremos essas condições de arbitragem e detalharemos a realidade econômica do período e as iniciativas de política econômica, quando relacionadas ao setor externo da economia, para no Capítulo 3 investigar empiricamente a dinâmica do fluxo de capitais e suas relações com o diferencial de taxa de juros.

2.1. A PCJ adaptada para países com risco de *default* e/ou controles de capitais

Relembrando o Capítulo 1, temos que, na ausência de oportunidades de arbitragem, o diferencial da taxa de câmbio futura e da taxa de câmbio *spot* será igual ao diferencial de juros entre ativos de características similares medidos nas moedas locais, após considerados os custos de transação. Características similares referem-se a prazo, risco de *default*, tratamento tributário, restrições para posse por parte de não-residentes etc. Temos a PCJ definida como:

$$F_{t,t+k}/S_t = (1 + I_{t,k})/(1 + I_{t,k}^*) \quad (38)$$

onde $F_{t,t+k}$ é o preço futuro de S para um contrato que vence k períodos à frente, S_t é o preço *spot* da moeda estrangeira em termos da moeda nacio-

nal no tempo t , $I_{t,k}$ é a taxa de juros doméstica no período k e $I_{t,k}^*$ é a taxa de juros externa no período k . Argumentamos aqui que, quando há risco de *default* diferenciado, uma adaptação necessária nessa medida é considerar o prêmio decorrente desse risco de crédito adicional. Existem maneiras de medir esse prêmio (*spread*).

Caso o diferencial de taxa de juros entre os ativos doméstico e externo em favor do primeiro fosse superior ao prêmio futuro, isto é, caso a taxa de juros doméstica denominada em dólares fosse maior que a taxa de juros externa somada ao prêmio de risco, um investidor poderia realizar um ganho livre de risco comprando a moeda estrangeira na taxa para entrega no futuro a um preço inferior ao ganho a ser realizado pelo diferencial de juros em moeda local (ativo doméstico e passivo externo nesse caso). Conforme mais investidores entrem nessa operação, o preço da moeda estrangeira no mercado futuro tenderá a subir e/ou a taxa de juros doméstica tenderá a cair, de modo que a oportunidade de arbitragem seja eliminada. Por outro lado, se a taxa de juros doméstica denominada em dólares fosse menor que a taxa de juros externa somada ao prêmio de risco do país, haveria uma tendência de saída de capitais, uma vez que o investimento no mercado local não proporcionaria uma taxa de juros suficientemente alta para compensar o risco do investimento. Assim, haveria uma tendência de subida da taxa de juros local denominada em dólares até que as taxas fossem novamente iguais.

A maioria dos estudos empíricos mostra que a PCJ é respeitada após considerados os custos de transação. Por exemplo, Frenkel e Levich (1975 e 1977) mostram que realizações contemporâneas das variáveis da equação (38) ocorrem estatisticamente dentro de um intervalo onde não é possível obter lucro com a arbitragem, intervalo considerado neutro em função da existência de custos de transação. Os casos estudados referem-se a países com risco de *default* similar: Estados Unidos, Canadá e Reino Unido. É claro que no caso brasileiro há algumas adaptações, pois o risco de *default* não é o mesmo. Em geral, no período considerado por este trabalho, houve custos de transação significativos, impostos, mecanismos de controles de capital, além do risco de que outros mecanismos de controle de capital fossem instituídos durante a vigência de uma determinada transação.

A equação (38) representa na verdade uma restrição na condução da política econômica, uma vez que a taxa de juros doméstica em uma economia aberta guarda relações estreitas com a taxa de juros externa. Por exemplo, o banco central pode tentar manter a taxa de juros doméstica acima da taxa internacional na presença de uma política de câmbio fixo ou

administrado. Enquanto tal política propiciar a manutenção de uma taxa de juros doméstica denominada em dólares acima da taxa de juros externa somada ao risco do país em questão, a probabilidade de haver um significativo movimento de entrada de capitais é alta, com conseqüências importantes para a administração da política monetária. Na presença de um superávit do balanço de pagamentos haveria uma tendência de apreciação da moeda doméstica, forçando o banco central a comprar dólares. A resultante emissão de base monetária forçaria a redução da taxa de juros doméstica. O banco central, se tivesse outros objetivos e tentasse manter a taxa de juros acima da internacional, seria obrigado a esterilizar a entrada de capitais emitindo dívida pública, de modo a retirar de circulação a moeda doméstica emitida para a compra da moeda estrangeira. O acúmulo progressivo de dívida doméstica na presença de taxas de juros elevadas poderia trazer conseqüências negativas para a política fiscal, que, se persistentes, poderiam levar a um esgotamento da capacidade de endividamento do setor público. Conforme esse movimento se tornasse insustentável, o banco central poderia adotar outras alternativas para evitar pressionar a política monetária em função da necessidade de esterilização da entrada de capitais.

Talvez a principal alternativa seja a geração de custos e/ou impedimentos para a livre movimentação de capitais, de modo a abrir um intervalo dentro do qual a arbitragem deixa de ser lucrativa. Tal objetivo poderia ser atingido pela introdução de impostos na entrada de capitais, impostos nos rendimentos das aplicações no mercado local, restrições de prazo e de ativos passíveis de serem objeto de investimento por parte de não-residentes, entre outras medidas.

Assim, a taxa de juros denominada em dólares no mercado local poderia diferir da taxa de juros externa, somada ao risco-país, em função de custos de transação gerados pelas variadas formas de controle de capitais descritas acima. No caso de o banco central instituir imposto de renda sobre os ativos em moeda doméstica, teríamos a equação (38) alterada para:

$$(1 + i^*) = \frac{[(1 + i) - 1](1 - t) + 1}{F_t / S_t} \quad (39)$$

onde t representa a taxa do imposto de renda aplicada sobre o retorno nominal do ativo doméstico. No caso de um imposto na entrada de capital (por exemplo, o IOF incidente sobre entradas de recursos nas modalidades de investimento em renda fixa no Brasil, através do chamado Anexo VI e das contas de não-residentes – CC5),²¹ teríamos a seguinte alteração na equação (39):

$$(1+i^*) = \frac{[(1+i) - 1](1-t) + 1}{(F_t / S_t)(1+\lambda)} \quad (40)$$

onde λ é o imposto de entrada, extraído diretamente do montante inicial a ser investido. Um imposto desse tipo é mais poderoso que o imposto de renda para abrir um intervalo de taxa de juros interna/externa não arbitrável, uma vez que incide sobre o principal e não sobre os rendimentos. No caso brasileiro, por exemplo, o IOF variou de zero a 9% entre 1994 e 1997, dependendo do canal utilizado para a entrada de recursos no país.

Outra consideração bastante importante é o fato de os ativos brasileiros diferirem dos ativos externos considerados livres de risco em função da percepção pelos participantes do mercado da existência de risco de *default*, o que implica a existência de um prêmio de risco²² incidente nos ativos brasileiros, o chamado *spread*. Tal prêmio aparece em ativos brasileiros denominados em moeda estrangeira, não importando se estes estão custodiados fora ou dentro do país. Caso os ativos estejam localizados no Brasil, além do risco de *default*, há um risco adicional, o chamado risco político, tal como caracterizado por Dooley e Isard (1980), isto é, o risco de que a autoridade do país se interponha entre os investidores dentro e fora do país, impedindo a livre movimentação de capitais. No caso dos títulos da dívida externa brasileira, conhecidos como *Brady Bonds*, a negociação e a custódia dos ativos ocorre fora do Brasil, de modo que não existe o risco político, apenas o risco de *default*.

Desse modo, para verificar se a PCJ é respeitada no caso brasileiro é importante medir de maneira correta o prêmio pago por ativos brasileiros. É necessário somar esse prêmio à taxa de juros externa para chegar à taxa de juros relevante para um participante brasileiro no mercado, isto é, a taxa de juros externa somada ao risco-país explícito no *prêmio* deve ser considerada como sendo o custo de oportunidade para um investimento no Brasil. A partir desse custo de oportunidade, temos a base de comparação com a taxa de juros interna denominada em moeda estrangeira, isto é, após considerado o custo de formação de um ativo denominado em moeda estrangeira no mercado monetário local. O diferencial de taxa de juros a ser considerado na investigação da PCJ é, portanto, a taxa de juros interna contra a taxa de juros externa somada ao *prêmio* pago pelo Brasil. Essa é a medida que será comparada à taxa de juros embutida no mercado de câmbio futuro em relação à taxa de câmbio à vista, que representa o custo de mudar a denominação de um ativo doméstico de moeda local para moeda estrangeira.

Muitos autores definem a PCJ para estudos empíricos somente como o diferencial entre a taxa de juros interna denominada em dólares e a taxa

externa livre de risco, sem somar na taxa externa o prêmio pago por um país com risco de *default* diferente de zero,²³ considerando que desse modo a “PCJ captura todas as barreiras para a integração dos mercados financeiros entre fronteiras nacionais: custos de transação, custos de informação, controles de capital, regulações tributárias que discriminem entre locais de residência, risco de *default* e risco de futuros controles de capital” [Frankel (1991), citado em Garcia e Valpassos (1998)]. Entretanto, no nosso caso preferimos considerar como taxa externa relevante para a definição da PCJ a taxa livre de risco (Libor ou US Treasury Bills),²⁴ somada ao risco-país, em virtude de um fato relevante para o nosso objetivo: para analisar a atratividade do mercado monetário local para o investidor não-residente, é importante isolar o risco de *default* fora do país, em tese capturado pelos títulos brasileiros denominados em moeda estrangeira e negociados fora do Brasil. Com isso, o diferencial da taxa de juros interna denominada em dólar em relação à taxa de juros externa, somada ao prêmio Brasil, na verdade representa todos os outros riscos de investir no mercado local brasileiro, *após considerado o risco de default*.

É claro que, se o diferencial entre a taxa doméstica denominada em dólares e a taxa externa livre de risco fosse menor ou igual ao risco de *default*, haveria pouco incentivo para a entrada de capitais, pois nesse caso o investidor estaria melhor comprando ativos brasileiros no exterior (e há ativos a comprar de prazo curto, não necessariamente um bônus Brady). Note-se que mesmo nesse caso haveria uma PCJ positiva se esta fosse calculada apenas levando em consideração a taxa externa livre de risco. Entretanto, o real incentivo para a entrada de capitais ocorre somente quando a PCJ definida após inclusão do prêmio Brasil na taxa de juros externa é maior que zero. Na verdade, mesmo assim não entraria necessariamente capital, pois o diferencial de juros deve ainda compensar o investidor pelos outros riscos mencionados, incorridos quando há investimento dentro do Brasil, bem como pelos custos adicionais de internar capital no país, como explicitado acima. Portanto, nossa definição da PCJ neste trabalho soma o prêmio Brasil na taxa externa livre de risco para obter a taxa mínima (em dólar) relevante para considerações sobre investimento no Brasil.

2.2. O crescimento dos fluxos de capitais para a América Latina na década de 90, e para o Brasil a partir de 1992, e suas conseqüências para a política econômica

A década de 80 foi caracterizada pela baixa inserção internacional do Brasil no que se refere à atração de capitais, em função da crise da dívida

e posteriormente da moratória unilateral decretada em 1987. Isso foi verdade não apenas para o Brasil, mas para a América Latina em geral. Com a renegociação da dívida mexicana concluída em 1991 – o primeiro caso bem-sucedido de renegociação nos moldes do Plano Brady –, houve uma progressiva reinserção dos países latino-americanos no mercado de capitais internacional. O fluxo líquido de capital para a América Latina saltou de US\$ 8 bilhões anuais em média na segunda metade da década de 80 para US\$ 34 bilhões em 1990, US\$ 45 bilhões em 1991 e US\$ 65 bilhões em 1992.

TABELA 2.1

**Fluxo de capital para a América Latina (hemisfério ocidental no agrupamento do FMI) – 1990/97
(Em US\$ bilhões)**

HEMISFÉRIO OCIDENTAL	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Resultado em conta corrente	-1,0	-16,9	-34,5	-45,6	-50,7	-35,9	-37,8	-64,9
Variação de reservas (– = aumento)	-17,3	-17,4	-22,6	-21,1	5,0	-25,3	-28,2	-15,0
Transações de ativos (incluindo erros e omissões do BOP)	-15,7	-11,1	-8,1	-2,4	-15,5	-4,9	-15,4	-15,7
Financiamento externo líquido total	34,1	45,5	65,2	69,1	61,2	66,2	81,4	95,6
Fluxos não criadores de dívida	7,0	12,1	14,5	13,1	25,6	26,5	39,6	55,5
Fluxos líquidos do FMI	1,2	-1,0	-1,6	-0,9	-1,3	12,9	-2,0	-4,0
Empréstimos líquidos	25,9	34,4	52,3	56,9	37,0	26,8	43,7	44,0

Fonte: FMI, World Economic Outlook, out. 1998.

Os países mais avançados na renegociação das dívidas vencidas e em processos de estabilização econômica foram os primeiros a se beneficiar desse renovado fluxo de capitais, em função da diminuição da percepção quanto ao nível de risco desses países, embora em geral quase todos eles tenham sido beneficiados, mesmo aqueles que ainda não haviam completado o seu processo de reestruturação da dívida externa e ainda não haviam encontrado o caminho da estabilização econômica. Por exemplo, o Brasil experimentou forte crescimento no ingresso de capitais a partir de 1992, embora só viesse a apresentar uma dinâmica coerente de estabilização a partir de 1993, com resultados evidentes apenas na segunda metade de 1994, com a adoção do Plano Real. Tal fato sugere uma causa externa para a retomada do fluxo de capitais para os países latino-americanos em particular e para os mercados considerados “emergentes” em geral. Conforme descrito por Calvo, Leiderman e Reinhardt (1995), não apenas a América latina experimentou forte ingresso de capitais a partir de 1990, mas também a Ásia, de modo a indicar a existência de um fator que pode ser considerado um choque exógeno nessas economias. Segundo os autores, a forte tendência de redução das taxas de juros internacionais observada no período e os desenvolvimentos favoráveis no balanço de pagamentos

dos Estados Unidos e do Japão foram os principais fatores externos a explicar o aumento do fluxo de capitais para a região, de relevância tão ou mais significativa que os fatores domésticos. A taxa de juros nos Estados Unidos (*Fed Funds*) declinou fortemente no início dos anos 90, atingindo 3% no início de 1994, quando teve início um forte ciclo de aperto monetário, que elevou a taxa novamente para 6%.

TABELA 2.2

Emissões de títulos mobiliários e empréstimos sindicalizados – 1990/96
(Em US\$ milhões)

HEMISFÉRIO OCIDENTAL	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Emissões de títulos (<i>bonds</i>)	2.850	7.085	12.933	28.794	17.990	23.071	47.157
Emissões de ações	98	3.891	3.876	6.022	4.604	962	3.661
Empréstimos sindicalizados	3.480	6.255	6.851	7.618	3.729	9.768	10.297
Compromissos de curto prazo ^a	100	1.770	4.355	4.778	4.295	3.487	3.248
Total	6.528	19.001	28.015	47.212	30.618	37.288	64.363

Fonte: FMI, World Economic Outlook, out. 1998.

^aCommercial paper, certificados de depósitos (CDs) e trade finance.

Entre os principais efeitos sobre as economias receptoras do capital externo no período considerado, que se estende de 1990 até a crise do México em fins de 1994,²⁵ estão a acumulação de reservas internacionais e o crescimento dos preços dos títulos de dívida externa no mercado secundário, além de grandes altas nos mercados acionários, tendência à apreciação da taxa real de câmbio e, em alguns casos, crescimento econômico acelerado.

Esse fluxo de capitais renovado foi corretamente saudado como o retorno dos países latino-americanos ao mercado internacional de capitais, mas não demorou a provocar indagações quanto aos seus efeitos na economia de tais países, tais como apreciação da taxa real de câmbio, expansão das dívidas externa e doméstica (em função da esterilização), possível má intermediação dos recursos domesticamente, excessiva exposição do sistema bancário ao descasamento de moedas, entre outros problemas potenciais. Importantes são as considerações quanto à resposta das autoridades para minimizar os possíveis impactos negativos no caso de uma reversão dos fluxos. Entre as respostas consideradas como possíveis estão: a) contração fiscal, como instrumento para minimizar o impacto inflacionário da maior liquidez externa, perseguida apenas limitadamente nos principais exemplos de países latino-americanos no período; b) intervenções da autoridade monetária no mercado de câmbio para esterilizar as entradas de capital e minimizar os impactos sobre a taxa de câmbio; c) controles de capital; e d) políticas de comércio exterior.

Calvo, Leiderman e Reinhardt (1995) documentam a tendência generalizada para apreciação do câmbio real observada nos países latino-americanos na década de 90 e comparam com a experiência asiática, mostrando que uma resposta possível às entradas de capital seria a adoção de uma política fiscal mais contracionista, de forma a minimizar a tendência de apreciação da taxa real de câmbio, que é evidente nos principais países latino-americanos na década de 90, quando ajustadas as datas de ocorrência da estabilização econômica. O México foi o primeiro, já mostrando tendência de apreciação a partir de 1990. A Argentina também entra em ciclo parecido a partir do Plano Cavallo, que instituiu o *currency board*, em 1991. O Brasil tem, por sua vez, uma leve apreciação do câmbio real até o final de 1991, quando a tendência foi revertida com a desvalorização. A apreciação só ocorreria após a adoção do Plano Real, em julho de 1994.

A recomendação da contração fiscal como instrumento de minimização da tendência de apreciação da taxa real de câmbio decorre da percepção de que gastos fiscais tendem a cair mais fortemente sobre os setores produtores de bens não comercializáveis do que o investimento privado. Assim, uma contração fiscal deixaria mais espaço para que a maior liquidez dessas economias tivesse uma incidência mais forte sobre os setores de bens comercializáveis, minimizando o impacto sobre a taxa de câmbio real.

De todas as alternativas, talvez a mais utilizada pelos países foi a intervenção no mercado de câmbio. A Tabela 2.1 mostra que parcela significativa dos fluxos de capitais resultou em acumulação de reservas durante toda a década de 90, com exceção de uma pequena queda de US\$ 5 bilhões em 1994, em função provavelmente da fuga de capitais do México ao longo do ano e da diminuição generalizada do fluxo em função do aperto monetário nos Estados Unidos. A Tabela 2.2 mostra que os fluxos ocorreram predominantemente na forma de emissões de dívida (emissões de títulos, empréstimos sindicalizados) e capital de curto prazo. Entretanto, é conhecida a dificuldade em esterilizar fluxos de entrada de capitais permanentemente, em função dos efeitos negativos na acumulação da dívida pública, com custos fiscais normalmente elevados decorrentes do provável diferencial positivo entre as taxas de juros doméstica e externa. Por outro lado, a acumulação de reservas não esterilizada traz consequências não desprezíveis para a dinâmica da inflação, ao comprometer metas de emissão monetária. Conseqüentemente, pode haver uma tendência de crescimento da taxa de inflação, que pode resultar em apreciação da taxa de câmbio real, precisamente o efeito que a autoridade busca evitar ao intervir no mercado de câmbio para absorver divisas externas.

Os controles de capital na forma de impostos ou restrições quantitativas podem ser bem-sucedidos por um determinado prazo, ao permitirem a manutenção de um diferencial positivo entre as taxas de juros doméstica e externa sem provocar entrada de capitais. Tal necessidade pode ocorrer em função de objetivos domésticos de política econômica, como, por exemplo, manter uma política monetária contracionista em um período imediatamente após a instituição de um programa de estabilização econômica. Contudo, a literatura documenta a tendência para perda de efetividade desses controles em um prazo mais longo, tanto na limitação dos fluxos de capitais quanto na alteração de sua composição. Além disso, é um relativo consenso que controles de capital podem prolongar a vida de políticas econômicas inconsistentes, mas por um período limitado de tempo e com custos de ajuste significativos nos períodos seguintes.

2.3. A experiência brasileira após 1992: descrição da evolução do quadro macroeconômico

Nesta seção faremos uma descrição da evolução da política econômica, sempre tendo como pano de fundo a perspectiva do setor externo da economia. Além disso, a análise busca mostrar como a tendência de liberalização dos fluxos de capitais interagiu com a política econômica como um todo. Ao descrever a operação das políticas monetária e cambial seguidas, buscamos evidenciar os fatores internos e externos condicionantes do fluxo de capitais. O objetivo é meramente situar a discussão dos condicionantes do fluxo de capitais na lógica mais abrangente da política econômica. Por isso mesmo, esta seção tem um caráter mais discursivo, como meio de abrir caminho para investigação formal das relações das políticas monetária e cambial com o fluxo de capitais que se segue.

2.3.1. O período de 1992 até o Plano Real

Até o advento do Plano Real, talvez a década de 90 possa ser dividida em dois períodos no que se refere ao comportamento da conta de capitais do Brasil. O primeiro período estende-se até o final de 1991, no qual a volatilidade da taxa de câmbio foi elevada, inclusive maior que a volatilidade da taxa de juros doméstica. Tal realidade impunha um risco significativo, impedindo qualquer movimento de capitais identificável como arbitragem de taxa de juros. Como resultado, o fluxo de capitais para o país manteve-se reduzido, de modo que as reservas internacionais ficaram pratica-

mente estáveis em 1990 e 1991, uma vez que o resultado em conta corrente nesses dois anos foi praticamente zero (déficits de US\$ 3,8 bilhões e US\$ 1,4 bilhão, respectivamente).

Após a desvalorização cambial de setembro de 1991, o Banco Central modificou a operação do mercado de câmbio, passando a ajustar a taxa nominal de câmbio em uma trajetória muito próxima à de uma regra de paridade do poder de compra. Ao mesmo tempo, como historicamente no caso brasileiro, continuou a assegurar uma taxa de juros real positiva em moeda local, fato que naturalmente provocou um cupom em dólares positivo a partir do final de 1991 em função da nova regra seguida para a política cambial, isto é, a partir desse período passou a existir um retorno cambial descoberto positivo (*ex-post* resultante de posições descobertas do risco de câmbio no mercado local), que prosseguiria notavelmente quase sem interrupções até julho de 1994, quando se instituiu o Plano Real (e também depois, como veremos).²⁶ O risco de posições descobertas foi significativamente reduzido [ver Pastore e Pinotti (1999)]. Os Gráficos 2.1 a 2.4 a seguir mostram as observações das variações diárias da taxa de câmbio e da taxa de juros doméstica, ambas mensalizadas, para o período inteiro e somente após novembro de 1991. Fica clara a mudança na forma operacional do Banco Central no mercado de câmbio após a desvalorização de setembro de 1991, evidenciada pela diminuição da volatilidade. O Gráfico 2.4 mostra a taxa de juros doméstica denominada em moeda local e a taxa de desvalorização cambial no mesmo período, indicando retornos descobertos positivos a partir de 1992. Por outro lado, os Gráficos 2.5 e 2.6 mostram a taxa de juros doméstica em dólar (ou o cupom cambial coberto). Novamente, os dados indicam forte redução de volatilidade a partir da desvalorização de setembro de 1991.

Não por coincidência, a partir de 1992 a conta de capitais começou a apresentar grandes superávits. Nesse período, o Banco Central passou a esterilizar as entradas de capitais e, como resultado, o Brasil passou a acumular reservas internacionais em montantes significativos. As reservas no conceito de liquidez internacional passaram de US\$ 11,8 bilhões em janeiro de 1992 para US\$ 42,8 bilhões em junho de 1994 (Gráfico 2.8). O diferencial positivo entre as taxas de juros doméstica e externa foi mantido ao longo do período pela política de esterilização das entradas de capitais. O resultado foi um crescimento contínuo das reservas internacionais.

Além da mencionada mudança da regra operacional do Banco Central no mercado de câmbio com o objetivo de manter um cupom cambial estável e positivo, outro fator importantíssimo que contribuiu para elevar a absorção de capitais externos no período foi o movimento de liberalização do fluxo de capitais promovido a partir de 1991. Em maio desse mesmo

GRÁFICO 2.1

**Variação diária da taxa de câmbio – jun. 1989/jun. 1994
(Em % ao mês)**

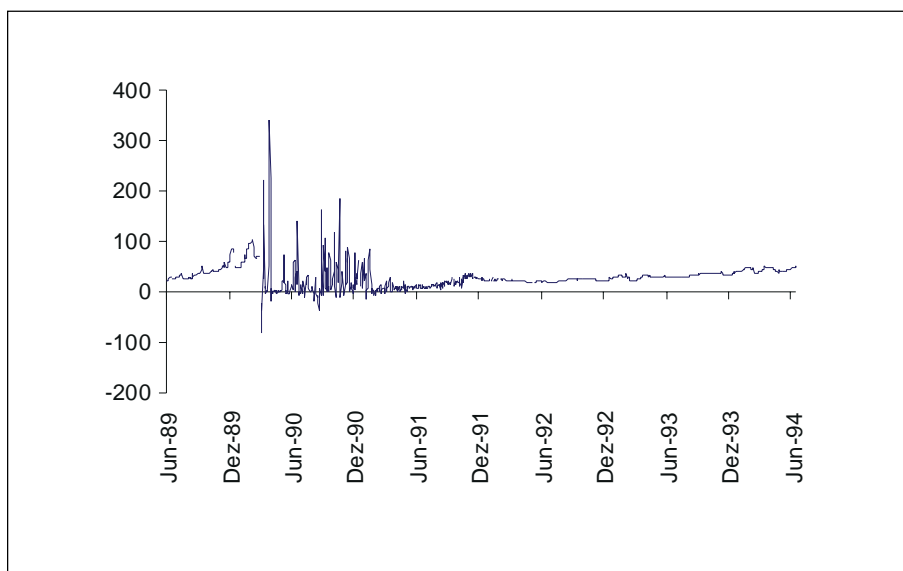


GRÁFICO 2.2

**Variação diária da taxa de câmbio – nov. 1991/maio 1994
(Em % ao mês)**

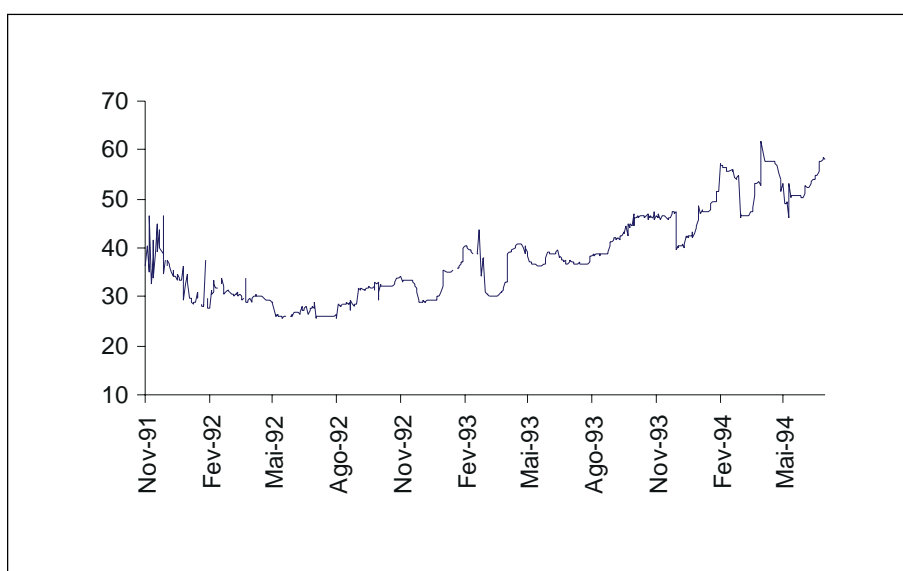


GRÁFICO 2.3

Taxa de juros – jan. 1990/maio 1994
(Em % ao mês)

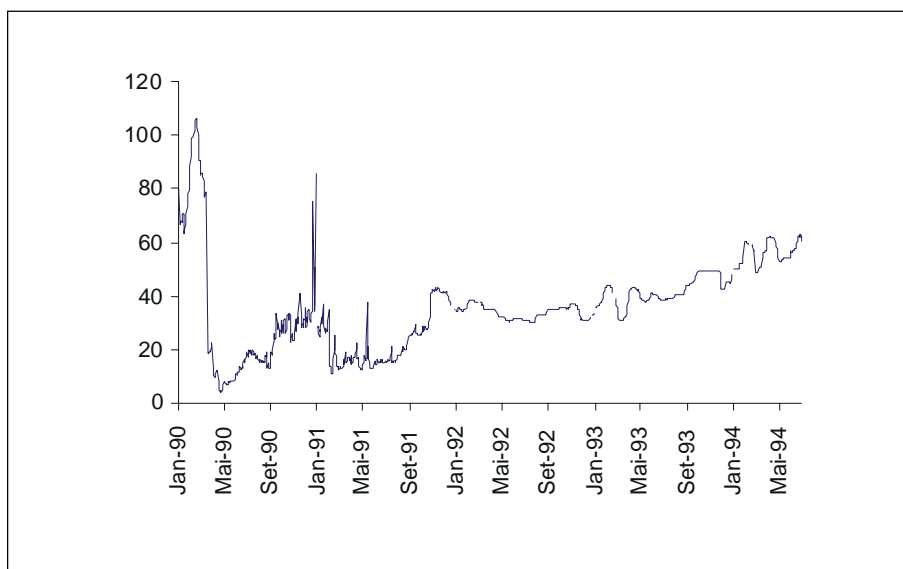


GRÁFICO 2.4

Taxa de juros e variação da taxa de câmbio – nov. 1991/maio 1994
(Em % ao mês)

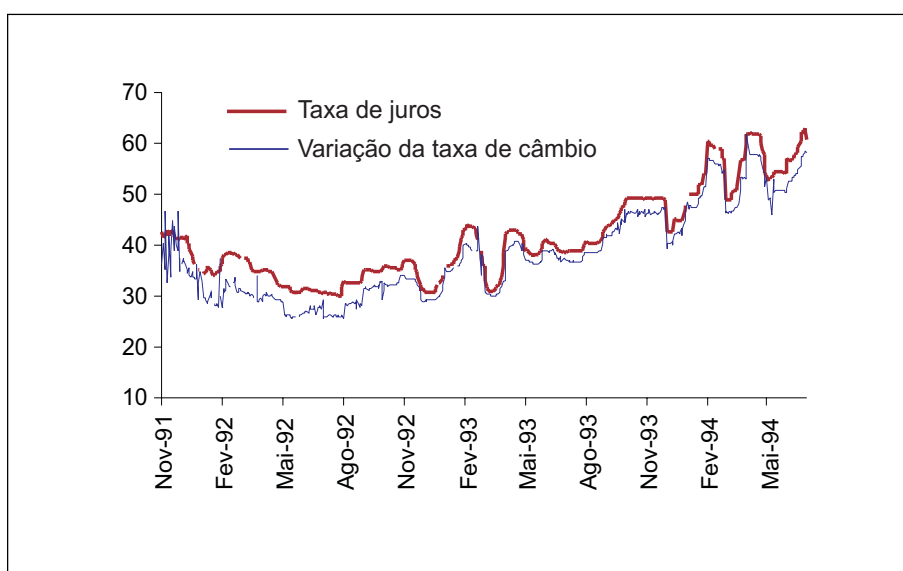


GRÁFICO 2.5

**Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro 30 dias) –
abr. 1988/abr. 1998
(Em % no período)**

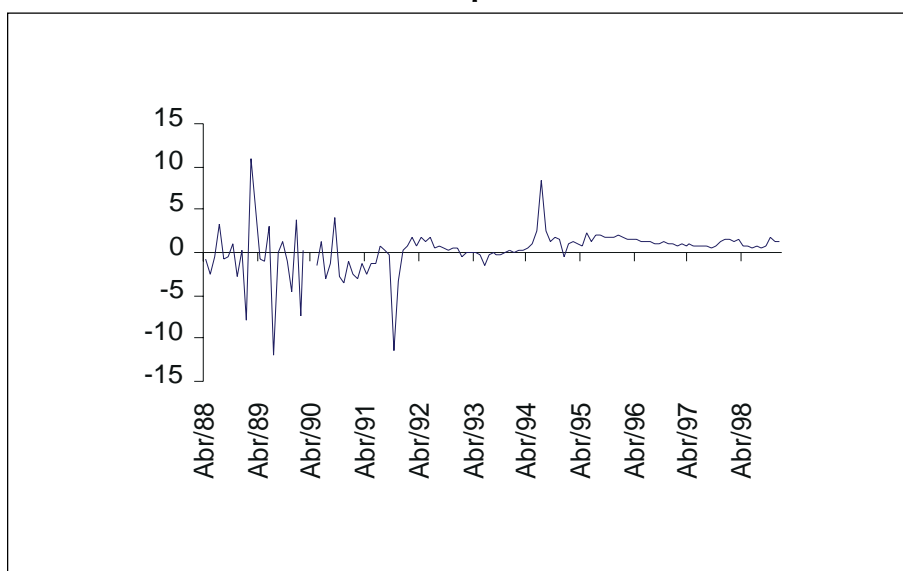
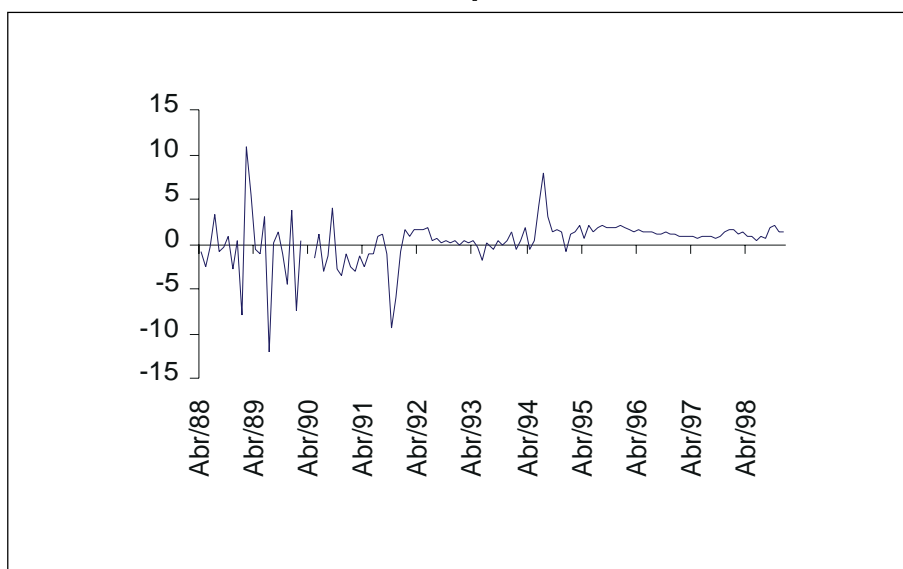


GRÁFICO 2.6

**Taxa de juros doméstica em dólar (Selic 30 dias) – abr. 1988/abr. 1998
(Em % no período)**



ano, houve a ampliação da Resolução 2.189 (de 1987) do Banco Central, que passou a incluir o Anexo IV, abrindo o mercado acionário para investimento estrangeiro em bolsa e outros ativos (até fins de 1993 também em debêntures, títulos de privatização, derivativos e outros títulos), depois complementado pela inclusão do Anexo V, em junho de 1992, e de fundos de renda fixa de capital estrangeiro, em dezembro de 1993. Na prática, o investimento em renda fixa ocorreu através dos Anexos I a IV até fins de 1993, quando foi instituído mecanismo específico para esse fim e ficaram proibidos os investimentos de renda fixa através dos outros anexos.²⁷ A liberalização do investimento externo contribuiu para o forte movimento de entrada de capitais a partir de 1992. Desse ano até 1995 o fluxo médio anual de investimentos estrangeiros em portfólio foi de US\$ 5,01 bilhões. Por outro lado, os investimentos diretos continuaram baixos em 1992 e 1993, iniciando uma tendência de crescimento somente em 1994 e, mais acentuadamente, a partir de 1996.

Contudo, o aumento do fluxo de capitais para o Brasil no período foi função não apenas das evoluções descritas na política econômica doméstica, mas também de uma tendência de queda da percepção de risco quanto aos investimentos em mercados emergentes, conforme vimos acima. A queda no risco dos países emergentes em geral foi causada prioritariamente pela forte redução da taxa de juros americana e pelas sucessivas renegociações bem-sucedidas da dívida externa dos países latino-americanos a partir do acordo mexicano de 1990. Esses fatores provocaram significativo alívio do ônus do serviço da dívida externa que caracterizou a segunda metade dos anos 80. O Brasil completou a renegociação nos moldes do Plano Brady em 1994, mas já antes a percepção geral de que o acordo ocorreria contribuiu para a antecipação do fluxo de capitais.

A esterilização promovida pelo Banco Central provocou forte crescimento da dívida pública. Conforme evidencia o Gráfico 2.7, os movimentos de capitais são praticamente compensados por operações com títulos públicos até junho de 1994. A partir de 1995, a emergência de grandes déficits operacionais do setor público faz com que os montantes envolvidos em operações de mercado aberto passem a diferir do volume de entrada líquida de capitais. Entretanto, continua a ocorrer a esterilização dos fluxos: na presença de entrada de capitais o Banco Central emite dívida pública para esterilizar suas compras de moeda estrangeira e manter o diferencial positivo entre as taxas de juros doméstica e externa. Apenas ressaltamos o comportamento das operações com títulos públicos no segundo semestre de 1994, quando houve a possibilidade de o Banco Central promover um resgate de dívida pública significativo, em decorrência do aumento da demanda de moeda provocado pela queda da inflação após o lançamento do Plano Real.²⁸

GRÁFICO 2.7

Fatores condicionantes da base monetária – dez. 1990/dez. 1998
(Em US\$ milhões)

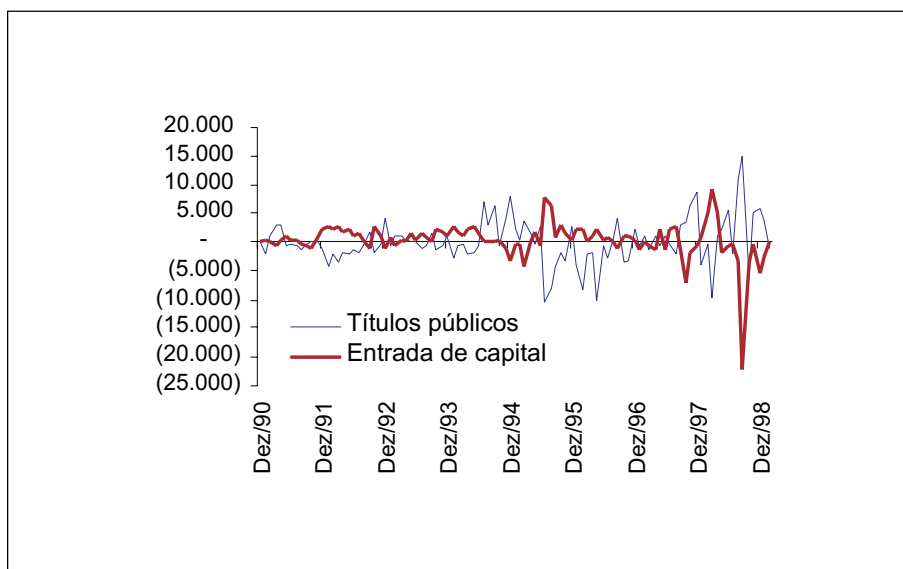
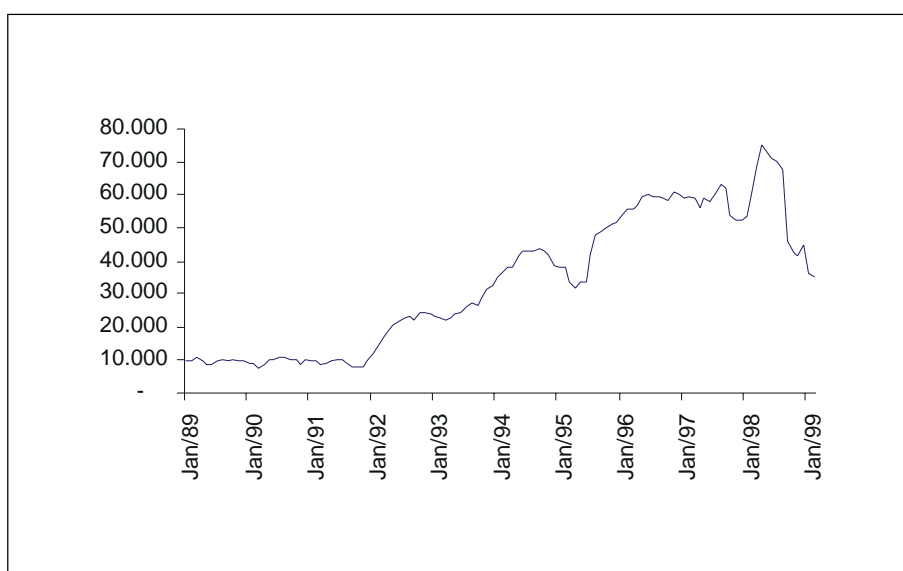


GRÁFICO 2.8

Reservas internacionais – jan. 1989/jan. 1999
(Em US\$ milhões)



A forte entrada de capitais entre 1992 e o primeiro semestre de 1994 a princípio não parece ter decorrido da eventual possibilidade de obter lucros através de arbitragem coberta de juros,²⁹ quando esta é construída a partir de dados de um mês. Essa percepção fica evidente nos Gráficos 2.9 e 2.11, que mostram um retorno volátil para posições de arbitragem coberta no período a partir de 1992, sempre com uma tendência de reversão em torno de zero, convergência que ocorre a partir de 1995. Isso se passa tanto com o retorno coberto obtido a partir dos DIs futuros quanto com o retorno a partir da taxa Selic. Os dados têm frequência mensal, dado que apenas as cotações do mercado de dólar futuro e DIs futuros existiam até 1994. Os mercados de *swaps* (pré e cambial) só viriam a se desenvolver em 1995, a partir dos quais passa a ser possível a obtenção de dados diários para taxas *forwards* de câmbio.

Conforme veremos a seguir, fica evidente nos Gráficos 2.9, 2.11 e 2.13 que os únicos períodos que possibilitaram retornos cobertos positivos com alguma regularidade foram os que se seguiram, primeiro, ao Plano Real e, depois, às várias crises internacionais. No período imediatamente após o Plano Real, a PCJ foi positiva em função da política cambial seguida no período, quando não houve intervenção do Banco Central no mercado de câmbio, provocando significativa apreciação nominal.³⁰ A taxa de juros doméstica foi mantida muito elevada. Mesmo com os mercados futuros precificando uma trajetória de depreciação nominal do câmbio no período, isso não foi suficiente para eliminar a possibilidade de operações cobertas com retornos fortemente positivos no segundo semestre de 1994, um retorno sem risco.

Os dados para a PCJ obtidos a partir dos mercados futuros de 90 dias (Gráfico 2.13) mostram um padrão similar aos de 30 dias. Os dados de 90 dias também indicam que a PCJ foi fortemente positiva nos meses seguintes ao Plano Real e no segundo semestre de 1995. Entretanto, parece evidente que, no caso de investimento com prazo de 90 dias, houve algumas janelas de oportunidade de ganhos cobertos a partir do segundo semestre de 1993.

Por outro lado, fica evidente a política seguida pelo Banco Central de manter o cupom cambial *ex-post* (e, conseqüentemente, o retorno *ex-post*) fortemente positivo a partir de 1992. O retorno *ex-post* (de posições de arbitragem a descoberto) é significativo durante todo o período, tanto para a série de 30 dias (Gráficos 2.10 e 2.12) quanto de 90 dias (Gráfico 2.14), atingindo valores enormes nos primeiros meses após o lançamento do Plano Real, com um retorno acumulado de 34% (não anualizado) no segundo semestre de 1994.

GRÁFICO 2.9

Retorno coberto ex-ante DI (30 días) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)

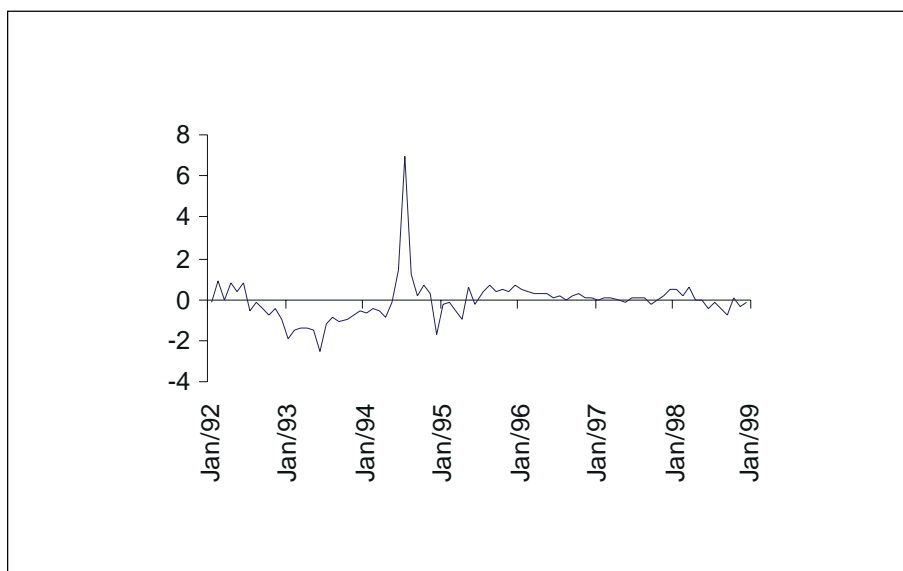


GRÁFICO 2.10

Retorno descubierto ex-post DI (30 días) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)

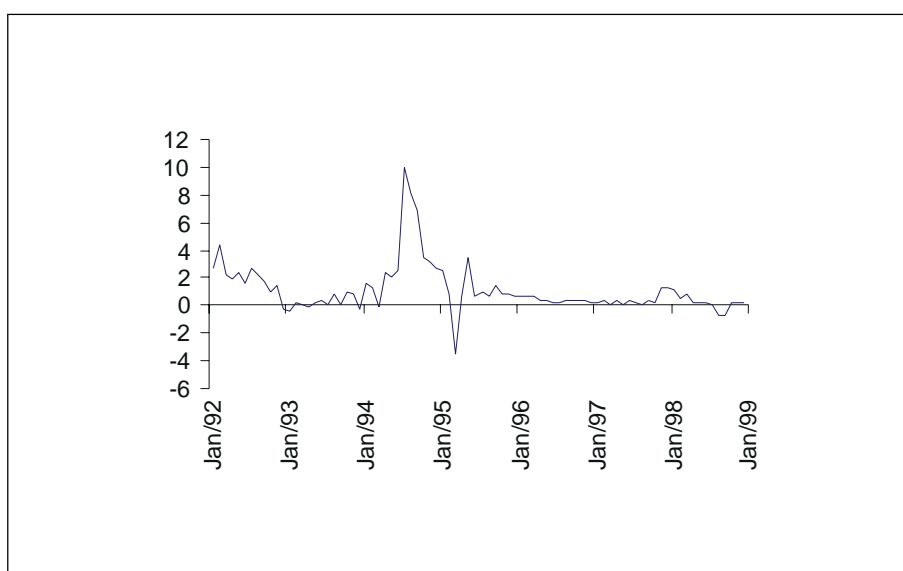


GRÁFICO 2.11

Retorno coberto *ex-ante* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)

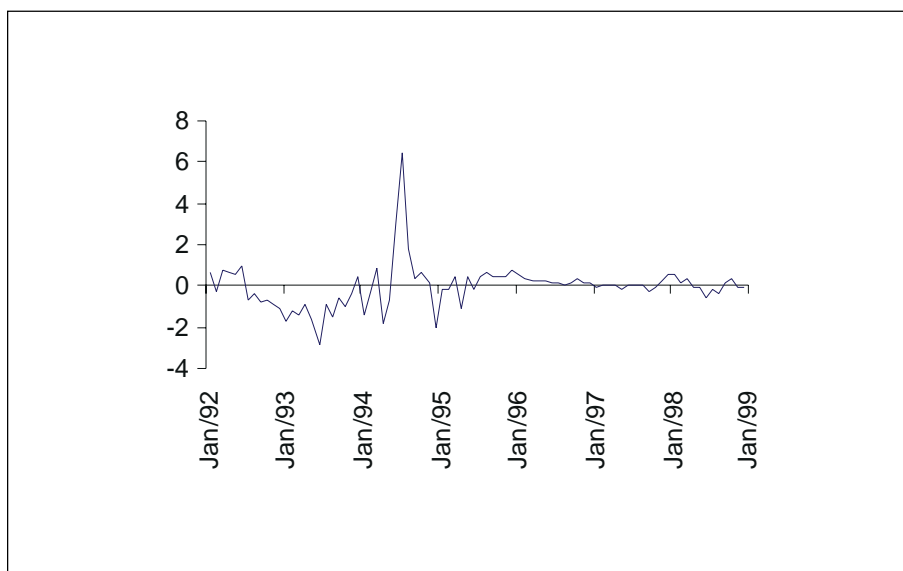


GRÁFICO 2.12

Retorno descoberto *ex-post* Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)

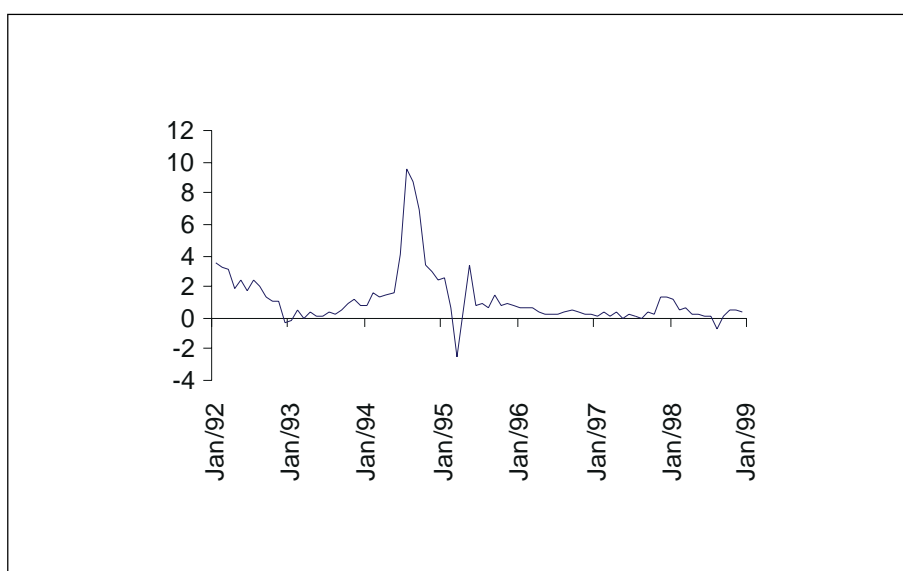


GRÁFICO 2.13

Retorno coberto ex-ante (90 días) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)

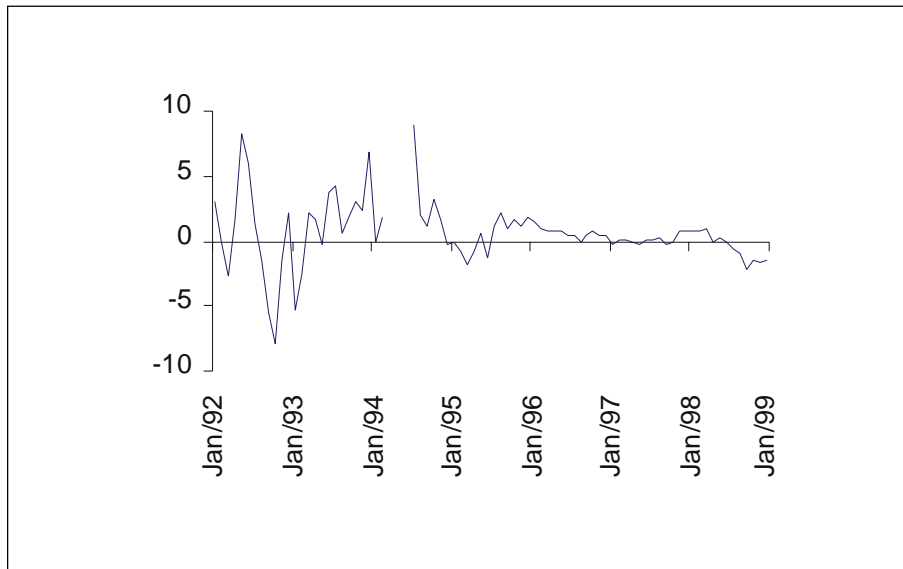
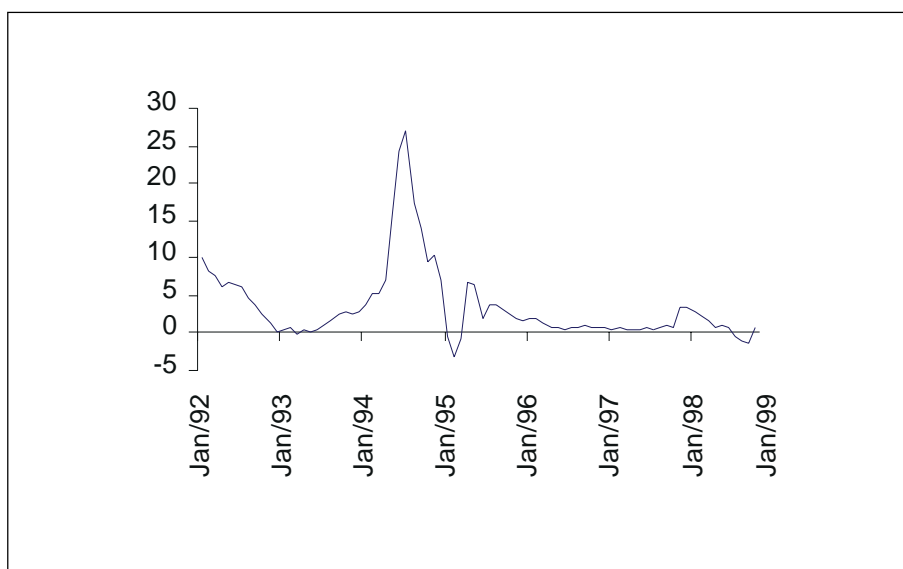


GRÁFICO 2.14

Retorno descubierto ex-post (90 días) – jan. 1992/jan. 1999
(Em %)



Assim, a inspeção visual dos gráficos dá a impressão de que a manutenção de um retorno cambial a descoberto positivo tem forte correlação com o enorme fluxo de capitais para o Brasil a partir de 1992, sendo provavelmente mais importante que a PCJ na explicação desses fluxos. A correlação com a acumulação de reservas também é muito significativa. Por exemplo, em 1992, o país acumulou US\$ 14,3 bilhões e, entre junho e dezembro de 1993, mais US\$ 7,7 bilhões. Esses são os períodos (antes do Plano Real) nos quais o retorno *ex-post* é fortemente positivo. Por outro lado, no primeiro semestre de 1993 as reservas ficaram estáveis, próximas a US\$ 23 bilhões, coincidindo com um retorno *ex-post* zerado, quando obtido a partir dos dados mensais e trimestrais (novamente, Gráficos 2.10, 2.12 e 2.14). Parece-nos claro, portanto, que os investidores estiveram dispostos a correr o risco cambial ao aplicar recursos no Brasil, ao invés de buscar um retorno coberto, pelo menos no período que antecede o Plano Real. Investigamos essa questão empiricamente mais adiante, para vários prazos e especificações da PCJ e do retorno *ex-post*, e de fato este se mostra mais importante que a PCJ na explicação do fluxo de capitais naquele período.

Portanto, durante o período que vai do início de 1992 até fins de 1993 a tendência da política econômica foi incentivar a entrada de capitais. Apesar da pressão sobre o déficit público, pode-se argumentar que a forte acumulação de reservas anterior ao Plano Real lhe conferiu uma dose adicional de credibilidade, que se mostraria importante no seu primeiro teste: o enfrentamento da crise mexicana no início de 1995.

As medidas de liberalização do fluxo de capitais descritas no Anexo mostram que entre o começo de 1992 e meados do segundo semestre de 1993 não houve preocupação em limitar a entrada de capitais, mesmo na presença de custos elevados de esterilização incorridos, conforme crescia a acumulação de reservas. Essa preocupação com o fluxo de entrada apareceu a partir do final de 1993, acentuando-se ao longo de 1994. Conforme o fluxo de capitais continuava a pressionar a política monetária, o Banco Central e o Conselho Monetário Nacional (CMN) adotaram várias medidas para coibir os fluxos dirigidos para investimentos em renda fixa. Em junho de 1993, foram adotadas medidas para adiar e minimizar as entradas de capitais relativas a operações de exportação, que embutiam objetivos de arbitragem de juros através dos adiantamentos de contratos de câmbio (ACCs), bem como para incentivar pagamentos de importações, aumentando o prazo permissível para fechamento de câmbio antes do vencimento do financiamento. Em agosto de 1993, o CMN proibiu o investimento em renda fixa através dos Anexos I a IV, em novembro proibiu o investimento em debêntures e em dezembro proibiu a sintetização de retornos fixos no mercado de derivativos, a chamada operação de “box”.

Além disso, foram criados os fundos de renda fixa capital estrangeiro, sujeitos a um IOF de 5% na entrada, e foi instituída a cobrança de 3% de IOF sobre entradas de capitais oriundas de empréstimos. As restrições ao fluxo de entrada de capitais continuaram a crescer em 1994.

2.3.2. Evolução da política macroeconômica após o Plano Real

Apesar do mencionado resgate de dívida pública no segundo semestre de 1994, em função da remonetização da economia após a adoção do Plano Real, a trajetória de crescimento da dívida pública entre 1992 e meados de 1995 é praticamente igual à de acumulação de reservas internacionais, indicando a esterilização do fluxo de entrada de capitais. No entanto, a partir do segundo semestre de 1995 elas passam a diferir fortemente. Entre meados de 1995 e o final de 1997 a dívida pública cresceu R\$ 70 bilhões além da acumulação de reservas. Em meados de 1995 surge uma tendência de crescimento menos acentuado das reservas internacionais, culminando com sua estabilização ao redor de US\$ 60 bilhões no início de 1996. A partir daí, a acumulação de dívida doméstica é condicionada muito mais pelo grande aumento do déficit operacional do setor público, que passa de um resultado superavitário de 1,3% do PIB em 1994 (operacional) para déficits nominais de 6,9%, 5,8%, 6,1% e 8,1% do PIB em 1995, 1996, 1997 e 1998, respectivamente. Se a conta de juros cresceu a partir de 1992 com acumulação de reservas, a partir de 1995 a deterioração do resultado primário foi de longe o principal fator para a emergência de grandes déficits operacionais e nominais. A maior deterioração ocorreu em 1995. O resultado primário do setor público passou de um superávit de 5,2% do PIB em 1994 para apenas 0,4% do PIB em 1995.

A inconsistência de longo prazo da política fiscal passou a ser uma das principais vulnerabilidades do Plano Real (aliada naturalmente a dúvidas quanto à sustentabilidade da política cambial), permanecendo ao longo dos quatro anos seguintes. Os elevados custos das sucessivas defesas da política cambial após as crises do México, da Ásia e da Rússia minaram crescentemente a credibilidade da política fiscal, culminando com a volta da indexação da dívida pública à taxa de juros *overnight* após abril de 1998, que por sua vez eliminou a possibilidade de uma resposta puramente monetária ao ataque especulativo sofrido pelo país a partir de agosto de 1998, dado que o aumento de juros passou a refletir-se imediatamente sobre a rolagem da dívida.

Em termos da política cambial, após o Plano Real houve várias mudanças na forma de operação do mercado de câmbio até março de 1995,

quando foi instituído o mecanismo de minibandas cambiais, que vigorou até a flutuação do real em janeiro de 1999. Do lançamento do Plano Real em julho de 1994 até outubro de 1994 o Banco Central operou com uma âncora monetária, mantendo taxas de juros elevadas e não intervindo no mercado de câmbio. O resultado foi uma tendência de apreciação nominal até outubro, quando a cotação do real chegou a 0,83/dólar (contra 1,00/dólar no lançamento). Tal postura possivelmente foi motivada por considerações em relação à dinâmica da inflação no período imediatamente após a nova moeda começar a circular. A possibilidade de um significativo resgate de dívida pública pode ter sido um atração adicional. Entretanto, apesar de declinar rapidamente, as taxas de inflação permaneceram relativamente elevadas por alguns meses, principalmente as decorrentes de variações dos índices de preço ao consumidor, provocando significativa apreciação da taxa de câmbio real nos primeiros meses da nova moeda. Ao mesmo tempo, em função do objetivo de evitar aquecimento econômico excessivo, o Banco Central manteve altas as taxas de juros e ampliou as restrições de liquidez na economia, através do aumento dos recolhimentos compulsórios sobre depósitos à vista e da instituição de recolhimento para depósitos a prazo, restrições que foram ampliadas após a crise do México.

A partir de outubro de 1994, provavelmente temendo as consequências da valorização do real na presença do *boom* de consumo que se seguiu à nova moeda (a produção industrial do país cresceu 7,3% em termos dessazonalizados no segundo semestre de 1994),³¹ o Banco Central anunciou ao mercado que compraria dólares na cotação 0,82/dólar e venderia a 0,86/dólar. Foi abortada a tendência de apreciação nominal, mas não a real. O custo do início da operação de uma “banda cambial” foi, naturalmente, a perda da capacidade de operar uma âncora monetária. Nesse período persistiu a abundância de capitais externos. O Banco Central continuou tentando limitar as entradas de capitais e elevar a demanda por dólares, iniciando uma nova rodada de medidas nesse sentido no mercado de câmbio a partir de agosto de 1994, tanto no âmbito da conta de capitais quanto em transações relativas à conta corrente do balanço de pagamentos. Entre as principais medidas para transações relativas à conta de capitais estão o aumento do IOF de 3% para 7% para entradas decorrentes de empréstimos, de 5% para 9% para investimentos nos fundos de renda fixa capital estrangeiro e de 0% para 1% para investimentos no mercado acionário através do Anexo IV. Além disso, o prazo mínimo para repasse de empréstimos externos via Resolução 63 foi aumentado de 90 para 540 dias. Essas iniciativas mostram que a preocupação em minimizar a entrada de capital de curto prazo foi crescente do segundo semestre de 1993 até o fim de 1994.

GRÁFICO 2.15

**Fluxo de investimento em portfólio: soma 12 meses –
dez. 1992/dez. 1998
(Em US\$ milhões)**

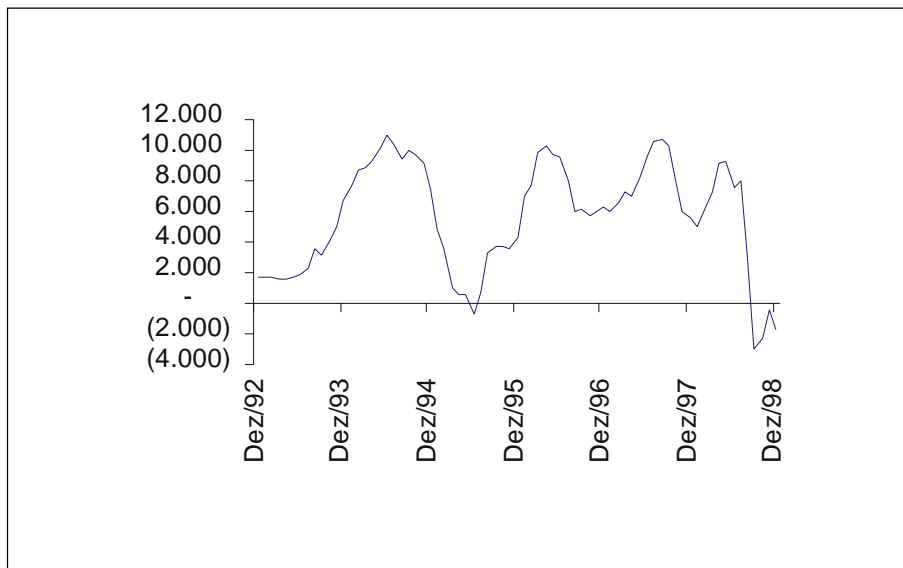
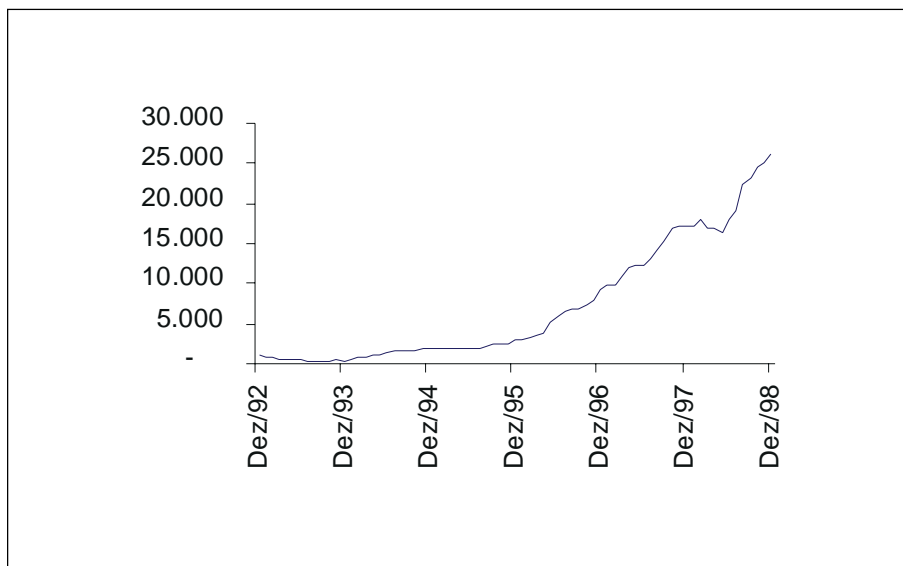


GRÁFICO 2.16

**Fluxo de investimento direto: soma 12 meses – dez. 1992/dez. 1998
(Em US\$ milhões)**



Em 19 de dezembro de 1994 o México tentou levar a cabo uma desvalorização cambial controlada, fato que culminou com o colapso da moeda e com a crise do primeiro semestre de 1995, que atingiu os principais países da América Latina.

O primeiro trimestre de 1995 representou o primeiro teste para o Plano Real. Mesmo com altas taxas de juros vigentes no segundo semestre de 1994 e crescentes taxas de recolhimento compulsórios, o país viveu um *boom* de consumo nesse período. A balança comercial deteriorou-se fortemente, em função da apreciação da taxa de câmbio e do grande aumento na disponibilidade de linhas externas de financiamento de importação. Já em fevereiro de 1995, o déficit comercial mensal chegou a US\$ 1 bilhão, e tudo apontava na direção de um explosivo déficit em conta corrente. Esboçou-se uma tendência de saída de capitais, e entre dezembro e fevereiro o país perdeu US\$ 4 bilhões de reservas internacionais. Contudo, a maior volatilidade ocorreu em março de 1995, quando o Banco Central mudou novamente a política cambial, de maneira confusa, culminando com a desvalorização da moeda em 5,2% no mês em um ambiente de grande incerteza. No início de março o Banco Central anunciou uma nova banda de 0,86-0,90/dólar, mudada quatro dias depois para 0,88-0,93/dólar, intervalo que prevaleceu até junho de 1995, quando foi implantado o regime de minibandas com um intervalo de flutuação de apenas 0,5%, na prática um regime de *crawling-peg*. A incerteza quanto às intenções do Banco Central causou forte fuga de capitais. Em março de 1995, as reservas caíram US\$ 4,2 bilhões, detonando a reversão das medidas de controle de entrada de capitais adotadas ao longo dos 18 meses anteriores. O Gráfico 2.15 mostra a forte reversão do fluxo de investimentos em portfólio, cujo montante acumulado em 12 meses passou de US\$ 9,2 bilhões em novembro de 1994 para US\$ 650 milhões negativos em junho de 1995, uma reversão de US\$ 9,9 bilhões em sete meses. O Banco Central foi obrigado a eliminar as principais restrições impostas à entrada de capitais nos 18 meses anteriores, de modo a restaurar o fluxo de capitais rapidamente. O IOF incidente nos investimentos em fundos de renda fixa capital estrangeiro foi reduzido de 9% para 5%, e o incidente sobre empréstimos externos passou de 7% para 0%, entre outras medidas.

Além disso, foi adotado um forte aperto monetário e de crédito visando frear o crescimento econômico e diminuir o desequilíbrio externo. A taxa de juros *overnight* subiu para 4,4% ao mês, permanecendo próxima a esse nível até maio de 1995, quando foi iniciado um lento afrouxamento, que continuou até meados de 1997. Evitou-se uma crise cambial, e ao longo de 1995 e 1996 as medidas de aperto de crédito foram lentamente eliminadas, permitindo uma gradual retomada do crescimento econômico

até fins de 1997. O Brasil cresceu 2,75% e 3,47% em 1996 e 1997, respectivamente. Mesmo tendo atingido uma taxa mais moderada de crescimento econômico, a tendência de aumento do déficit em conta corrente permaneceu, após breve interrupção em 1995 devido à força do aperto ocorrido. O déficit em conta corrente passou de US\$ 18 bilhões em 1995 (2,5% do PIB) para US\$ 23,1 bilhões em 1996 (3,1% do PIB) e US\$ 33,4 bilhões em 1997 (4,2% do PIB). O crescente endividamento externo brasileiro condicionou a política econômica e a dinâmica do mercado entre 1995 e 1998.

Em função das altas taxas de juros domésticas e da queda da percepção de risco dos países emergentes após debelada a crise mexicana, o fluxo de capitais retornou fortemente a partir de julho de 1995, e as reservas, que haviam caído para US\$ 31,9 bilhões em abril de 1995, cresceram continuamente até meados de 1996, estabilizando-se a partir daí próximas a US\$ 60 bilhões. O fluxo voltou a trazer problemas para a política monetária, e novas medidas para coibir as entradas foram adotadas a partir de agosto de 1995, seguidas por uma nova rodada de limitações em fevereiro de 1996. De fato, os Gráficos 2.9 a 2.14 anteriores indicam que o aperto monetário do início de 1995 abriu fortemente o cupom cambial, permitindo a manutenção dos lucros de carregamento de posições descobertas. Além disso, os dados da PCJ obtidos a partir das cotações dos DIIs e dólares futuros de três meses, bem como dos swaps de 90 dias (Gráficos 3.25 e 3.35), indicam, visualmente, que parece ter sido aberto um espaço para a realização de operações de arbitragem coberta com retornos fortemente positivos entre abril de 1995 e junho de 1996. Não por coincidência, esse foi o período em que o país voltou a acumular reservas em montante significativo (US\$ 28,1 bilhões, atingindo US\$ 60 bilhões em junho de 1996).

A forte redução da taxa de juros doméstica e a manutenção das restrições a entradas de capitais (quantitativas e tributárias) parece ter fechado o espaço para operações de arbitragem, tanto cobertas quanto descobertas, a partir de meados de 1996, quando ocorre a estabilização das reservas. A relativa estabilidade do mercado internacional que prevaleceu até a crise asiática permitiu estabilidade também dos fluxos de capitais em 1996 e 1997.

A crise da Ásia ocorreu a partir de julho de 1997, atingindo o Brasil após o abalo causado no mercado internacional com o ataque especulativo a Hong Kong no fim de outubro de 1997. A estabilidade do mercado mundial levou ao forte aumento da alavancagem do mercado financeiro mundial em geral entre 1996 e 1997. A exposição dos mercados financeiros dos países centrais ao risco dos mercados emergentes chegou ao ápice em

1997. Isso naturalmente teve como resultante uma ampla disponibilidade de recursos para que participantes do mercado, brasileiros em particular, montassem operações de arbitragem de taxa de juros no mercado local e operações alavancadas com títulos brasileiros (soberanos e privados) no mercado internacional. É conhecida a forte presença de bancos brasileiros no carregamento de ativos externos brasileiros nesse período, desde dívida soberana (*Brady bonds* e *global bonds*) até *eurobonds* emitidos por empresas e bancos privados. Muitas destas posições foram financiadas nesse período ou no *overnight* ou pela emissão de títulos de curto prazo, provocando um descasamento de prazos que se mostrou crítico para muitos participantes do mercado quando veio a crise. A restrição de linhas de financiamento imediatamente após a crise, a partir do final de outubro de 1997, aliada ao grande montante de depósitos de margem para que muitas dessas operações alavancadas pudessem ser mantidas, provocou uma necessidade de liquidação de posições (venda dos ativos). Como resultado desse movimento brusco de “desalavancagem” em função de falta de caixa em dólares para financiar as posições, houve forte demanda por dólares, concentrada em um prazo muito curto. As saídas de capitais acumuladas foram de US\$ 9,7 bilhões entre outubro e dezembro de 1997.

A virulência da crise obrigou o Banco Central a dobrar a taxa de juros para 43% ao ano no fim de outubro de 1997. Infelizmente, o governo não conseguiu aproveitar a estabilidade do mercado em 1996 e 1997 para empreender o ajuste fiscal. Conforme vimos, o déficit nominal caiu lentamente entre 1995 e 1997, dado o pequeno progresso em elevar os superávits primários. Conseqüentemente, para adicionar uma fundamental dose de credibilidade ao aperto monetário, o governo lançou uma proposta de ajuste fiscal, que veio a ser conhecida como “Pacote 51”, em um esforço inicial bem-sucedido de manter a credibilidade da política econômica. De fato, analisando o Gráfico 2.15 anterior, fica evidente que a crise da Ásia teve um efeito menor em termos de saída de capitais, após os dois/três dias críticos do final de outubro/início de novembro de 1997. A natureza da demanda por dólares foi distinta quando comparada à crise anterior (do México), parecendo ser mais localizada e concentrada em um período muito curto de tempo, em função dos fatores considerados acima. A resposta rápida do governo também foi essencial para debelar a crise. O fluxo de investimentos em portfólio reduziu-se de US\$ 10,2 bilhões em setembro de 1997 para US\$ 5 bilhões em janeiro de 1998, uma queda 50% menor quando comparada à da crise do México.

Novamente foram afrouxadas as medidas de limitação da entrada de capitais adotadas ao longo dos dois anos anteriores. De novo, os dados indicam a abertura de uma janela para a realização de lucros através de

operações de arbitragem de juros, cobertas e descobertas, a partir de dezembro de 1997, intervalo que permaneceu até maio de 1998, um fechamento bem mais rápido do que quando houve a crise do México. Em cinco meses (entre dezembro de 1997 e abril de 1998) o Brasil acumulou quase US\$ 22 bilhões de reservas internacionais, que passaram de US\$ 52 bilhões em fins de novembro de 1997 para US\$ 74 bilhões em abril de 1998. Embora a taxa de juros tenha passado de 21% para 43% ao ano, a taxa de juros em dólares indicada pelos *swaps* cambiais cresceu muito menos (de 10% para 18%). Isso significa que houve forte demanda por *hedge* cambial no período, na forma de ativos domésticos denominados em dólares – *swaps* cambiais e títulos públicos denominados em dólares (NTNs-D e NBCs-E).

Contudo, logo ficou evidente que o ajuste fiscal não ocorreria, e já no primeiro trimestre de 1998 as despesas primárias do governo cresciam fortemente (na verdade, desde dezembro de 1997, com um forte fluxo mensal de gastos nos estados e municípios), ao mesmo tempo em que ficava claro que o aperto monetário levaria o déficit nominal para perto de 8% do PIB em 1998, contra 6% do PIB em 1997. Em abril de 1998 houve deterioração do cenário internacional em virtude tanto da situação russa, que já piorava rapidamente, quanto dos distúrbios civis e risco de *default* na Indonésia. A partir de abril o mercado passou a demandar elevados prêmios para o carregamento de títulos prefixados, levando primeiro o Banco Central e logo em seguida o Tesouro Nacional a emitir dívida indexada à taxa de juros *overnight* (pós-fixada), um retrocesso a práticas que haviam sido abandonadas desde 1995. Quando da crise da Rússia em agosto de 1998, a parcela da dívida pós-fixada já representava cerca de 60% do estoque total da dívida federal em poder do mercado.

Tal fato representou a fragilização final da política econômica, uma vez que a partir daí o componente financeiro do déficit nominal adquiriria um caráter explosivo imediato caso houvesse necessidade de aumentar novamente os juros para defender a taxa de câmbio. Não tardou. O *default* russo em agosto provocou forte retração dos investimentos em países emergentes em geral, e dessa vez atingiu também os mercados financeiros dos países centrais, levando o Fed (Banco Central dos Estados Unidos) a reduzir por três vezes a taxa básica de juros americana no segundo semestre de 1998, com o objetivo declarado de minimizar os efeitos sobre a intermediação financeira nos Estados Unidos.

O Brasil sofreu um ataque especulativo de grandes proporções e perdeu US\$ 40 bilhões de reservas entre agosto e novembro. O Banco Central inicialmente relutou em aumentar os juros *overnight* (então em 19% ao

ano) em função da restrição fiscal, tentando restaurar um diferencial de juros positivo através do fornecimento de *hedge* cambial ao mercado e de medidas para elevar os juros de prazos mais longos. Não obteve sucesso e a taxa *overnight* subiu novamente em setembro de 1998. Simultaneamente, no mesmo mês, o governo anunciou uma nova rodada de medidas fiscais com o objetivo de gerar superávits primários suficientes para estabilizar a dívida líquida do setor público abaixo de 50% do PIB em um prazo de três anos. Já não havia tempo nem credibilidade, e a fuga de capitais permaneceu. Ao mesmo tempo, o governo iniciou a negociação de um programa com o FMI, que foi fechado no fim de outubro, disponibilizando US\$ 41 bilhões ao Brasil, em troca do compromisso principal de estabilizar a dívida líquida abaixo de 50% do PIB até 2001 e obter superávits primários crescentes (entre 3% e 3,3% do PIB) ao longo de 1999, 2000 e 2001.

O fechamento do acordo com o FMI abortou o ataque especulativo por um curto período de tempo, viabilizando a continuidade da política cambial. Contudo, já no mês seguinte o primeiro percalço na tentativa do governo de aprovar no Congresso Nacional as medidas necessárias para o ajuste fiscal desencadeou nova fuga de capitais, que permaneceu até o fim do ano. Tornava-se cada vez mais difícil a manutenção da política cambial. Um novo acidente de percurso no início de janeiro de 1999, com a moratória decretada pelo governo de Minas Gerais nas dívidas com a União, desencadeou o derradeiro ataque contra a taxa de câmbio, levando o governo, primeiro, a tentar um alargamento moderado da banda (malsucedido) e, dois dias depois, a adotar a livre flutuação em 15 de janeiro de 1999.

Ao contrário das crises anteriores, quando foi possível abortar rapidamente a perda de reservas cambiais, o ataque especulativo sofrido a partir de agosto de 1998 mostrou-se resistente a qualquer iniciativa governamental. A análise visual dos dados de PCJ, obtidos tanto a partir dos dados mensais de prazos de 30 e 90 dias quanto a partir dos *swaps* de 90, 180 e 360 dias, mostra que o retorno coberto tornou-se fortemente e persistentemente negativo de agosto a dezembro de 1998. Isso ocorreu principalmente em função do crescimento do risco-país, embutido no prêmio pago pelos Bradies brasileiros. A curva de rendimento (*yield curve*) tornou-se invertida, isto é, o mercado passou a precificar um *default* da dívida externa do país. Mesmo com a alta da taxa de juros doméstica não foi possível restaurar um retorno coberto positivo, e o país perdeu reservas continuamente. Apenas no fluxo de investimentos em portfólio, houve uma saída de capital de US\$ 10 bilhões em apenas dois meses (agosto e setembro de 1998). Além disso, passou a existir um forte movimento de saída através do câmbio flutuante, indicando não apenas repatriação de capitais por não-residentes, movimento que já ocorria desde 1997 com a queda dos retor-

nos cobertos,³² mas também fuga de capital causada por residentes no país.

Assim, ao contrário do período anterior ao Plano Real, a fase seguinte parece ter permitido a montagem de arbitragem coberta em períodos bem determinados. É razoável supor que depois do Plano Real tanto a PCJ quanto o retorno *ex-post* são importantes na explicação do fluxo de capitais, hipótese que é confirmada pela análise empírica adiante. Na subseção a seguir detalhamos o comportamento dos diversos componentes da conta de capitais no período, para em seguida realizar a análise empírica propriamente dita.

2.3.3. O comportamento da conta de capitais nos anos 90: principais componentes

Os dados de investimento incluem investimentos em portfólio, investimentos diretos e reinvestimentos. Os investimentos em portfólio são os que se dirigem para os mecanismos dos Anexos I a V, principalmente o Anexo IV, veículo usado primordialmente para investimento em títulos de renda variável, mas também, em vários períodos, para investimento em renda fixa. Os fluxos para fundos de renda fixa, de privatização, de investimentos imobiliários e em empresas emergentes também estão incluídos.

Fica claro que a retomada dos fluxos ocorreu a partir de 1992, principalmente concentrada em investimentos em portfólio até 1994. Os investimentos diretos estrangeiros cresceram e passaram a dominar fortemente o fluxo de investimentos total a partir de 1996: US\$ 9,9 bilhões, US\$ 17 bilhões e US\$ 26,1 bilhões em 1996, 1997 e 1998, respectivamente.³³

Os empréstimos de médio e longo prazos, que incluem empréstimos em moeda, emissão de *bônus*, *notes*, *commercial papers*, empréstimos bancários e intercompanhias e securitização, foram um veículo fundamental a partir de 1995 para o aproveitamento do diferencial de taxa de juros, principalmente a partir de 1996. Temos ainda o fluxo de capital de curto prazo, fortemente positivo em 1995 e 1996. A partir de 1997 passou a haver saída de capital de curto prazo, já em função dos baixos retornos obtidos a partir de meados de 1996. A crise da Ásia intensificou esse movimento, que, apesar de parcialmente estancado no primeiro semestre de 1998, voltou a ganhar força a partir da crise russa, de modo que a saída total de capital de curto prazo foi de US\$ 29 bilhões em 1998. No Gráfico 2.20 a rubrica “outros” inclui operações de regularização, contando, por-

GRÁFICO 2.17

Conta corrente e conta de capital – 1990/98
(Em US\$ milhões)

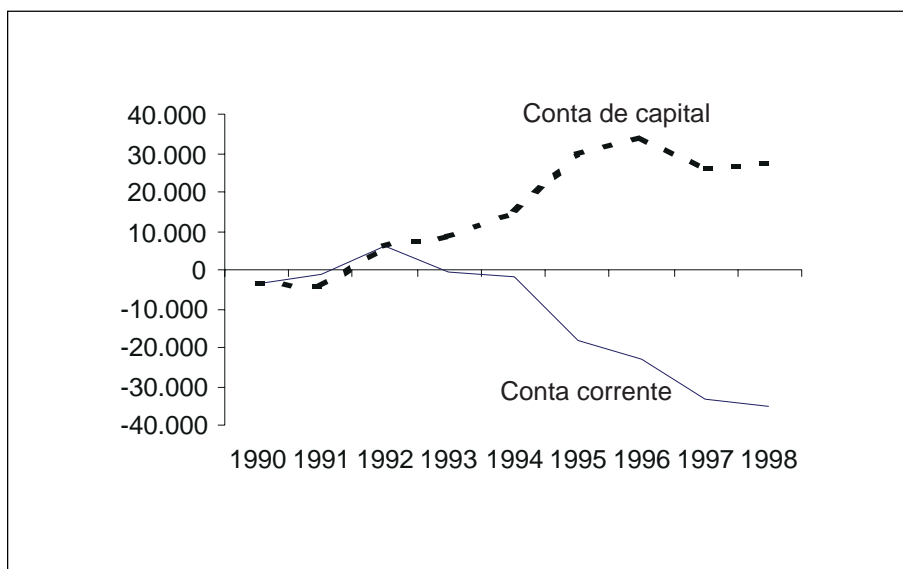


GRÁFICO 2.18

Investimento – 1990/98
(Em US\$ milhões)

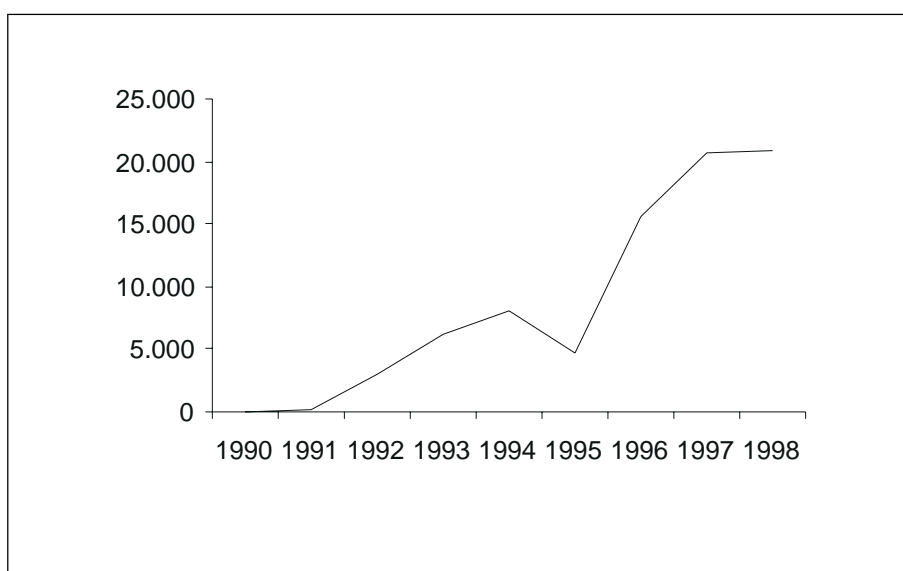


GRÁFICO 2.19

Amortizações e empréstimos – 1990/98
(Em US\$ milhões)

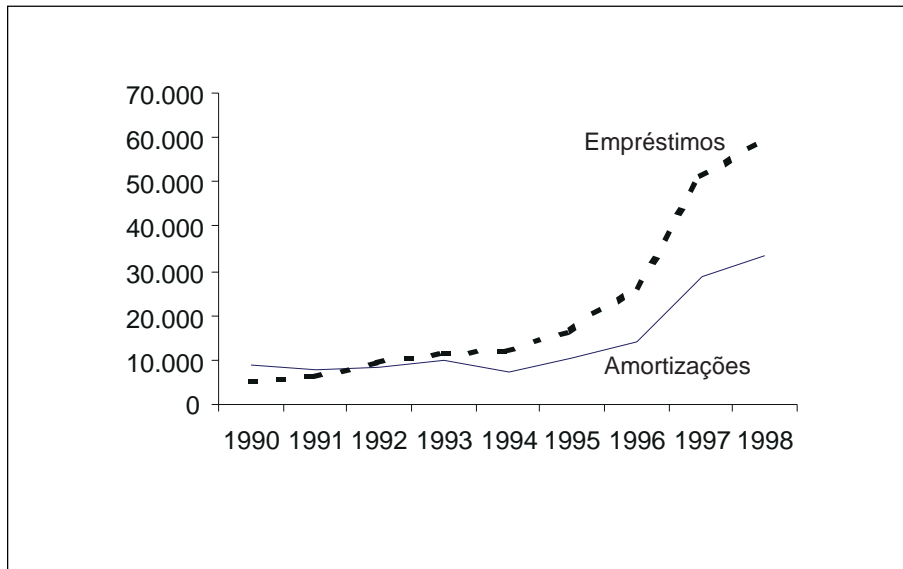


GRÁFICO 2.20

Capital de curto prazo + outros – 1990/98
(Em US\$ milhões)

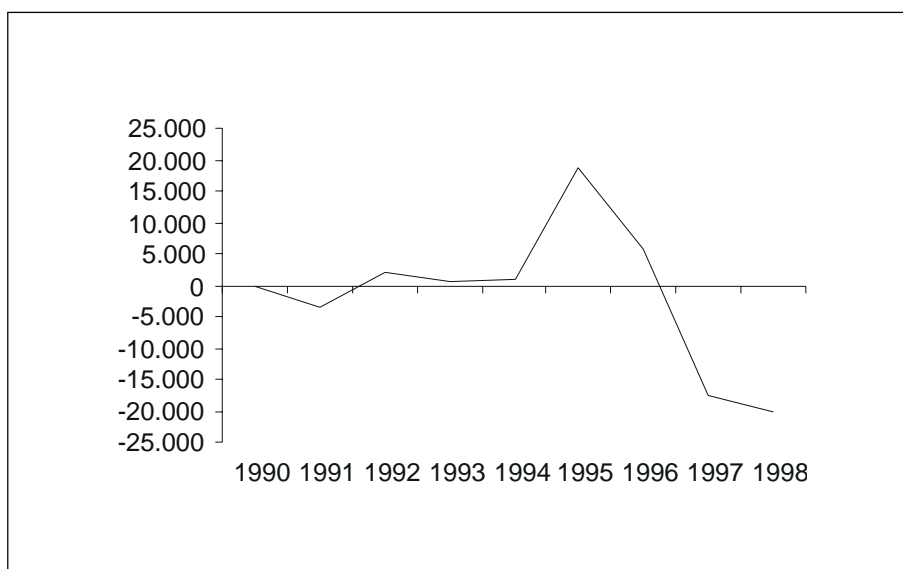


GRÁFICO 2.21

Fluxo da CC5 – jan. 1995/jan. 1999
(Em US\$ milhões)

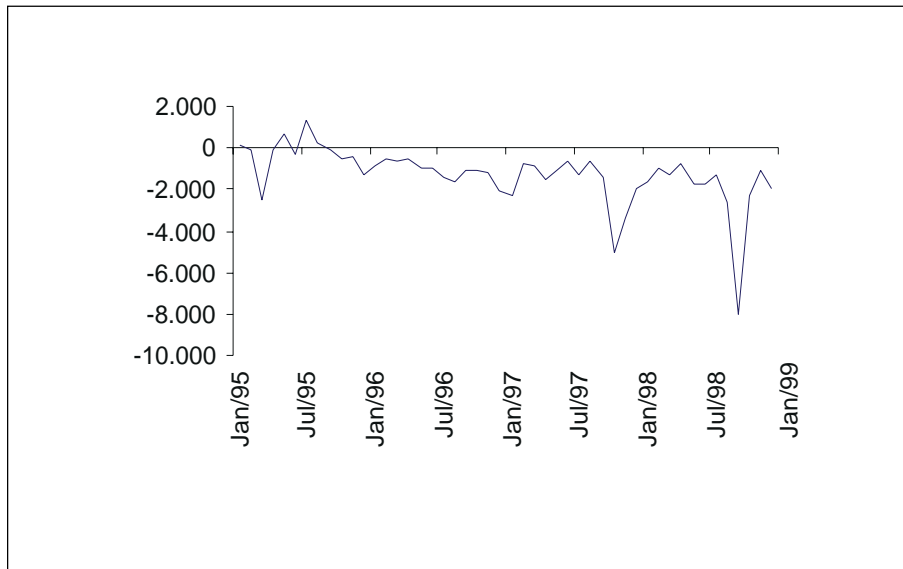
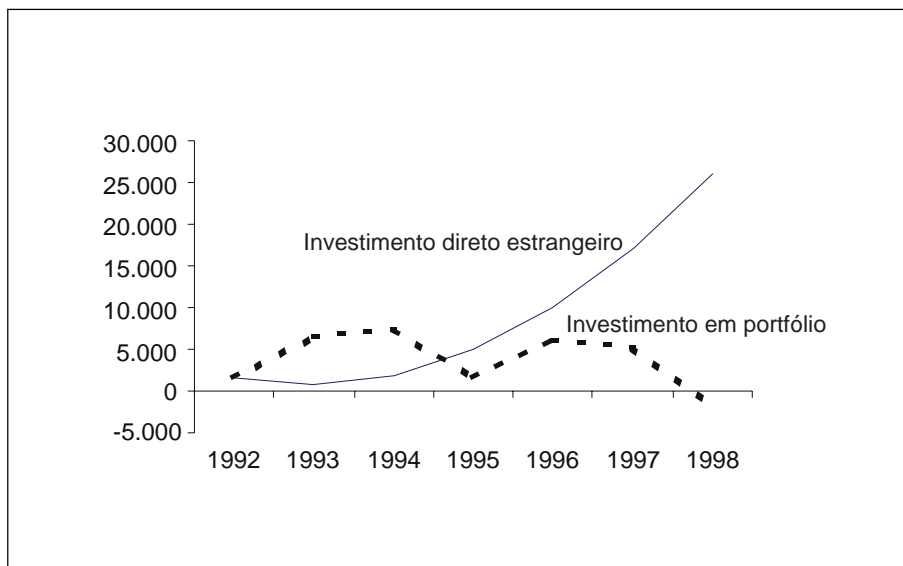


GRÁFICO 2.22

Investimento direto (estrangeiro e investimento em portfólio)
– 1992/98
(Em US\$ milhões)



tanto, com a parcela de US\$ 9,3 bilhões do empréstimo com o FMI, que foi liberada em novembro de 1998.

Por fim, é importante considerar o fluxo de capitais através do mercado de câmbio flutuante, principalmente da CC5, as contas de não-residentes, cujos dados mensais apresentamos no Gráfico 2.21. Nota-se o caráter estruturalmente negativo a partir de 1996, com a notável persistência de fluxos de saída. Na crise da Ásia as saídas pelo câmbio flutuante foram mais intensas que no mercado comercial, respondendo por quase 90% da perda de reservas internacionais em outubro e novembro de 1997. Durante a crise russa, a CC5 continua a contribuir negativamente em montantes significativos, indicando que: a) a possibilidade de remeter recursos pelo câmbio flutuante, mesmo sem “um fato gerador” anterior, isto é, uma entrada por esse mercado, era mais alta do que muitos supunham; e b) os residentes provavelmente participaram ativamente das remessas de recursos, mostrando que a vulnerabilidade do país a um ataque especulativo não decorria apenas do montante de recursos externos que havia entrado previamente no país (de curto e de longo prazos), podendo ocorrer em função da fuga de ativos domésticos, mesmo na presença de controles de capital.

3. PCJ e PDJ no caso brasileiro e suas relações com o fluxo de capitais: uma análise empírica

Neste capítulo investigamos as relações da PCJ e da PDJ (cupom *ex-post*) com o fluxo de capitais. Iniciamos com a definição das variáveis e exploramos diversas formas de investigar a questão, começando pela análise univariada das séries e chegando nas regressões com o objetivo de modelar o fluxo de capitais. Concluimos que os desvios da PCJ e da PDJ são transitórios e que ambas reverterem à média, mas que a PCJ reverte mais rápido que a PDJ. Por fim, investigamos rapidamente o mercado de câmbio, para testar a existência de um viés de previsão no mercado futuro, rejeitando a HNAV para o período posterior ao Plano Real.

3.1. Investigação da PCJ e da PDJ no caso brasileiro

Nesta seção buscaremos investigar formalmente a eventual existência de oportunidades de arbitragem coberta ao longo da década de 90, ou se a tendência observada de significativa entrada de capital decorreu de outras variáveis, principalmente a disposição dos participantes do mercado de correr o risco de câmbio ao aplicar recursos no Brasil. Mesmo que a paridade coberta vigore, é provável que tenha existido uma expectativa de lucros sem cobertura cambial, ou seja, a percepção de que seria possível obter um lucro *ex-post* correndo risco cambial. Conforme vimos na seção anterior, essa possibilidade não é remota, dada a forte redução do risco de posições descobertas em função da estabilização do cupom cambial descoberto em níveis positivos a partir de 1992 e, também, após março de

1995, com a instituição da política de minidesvalorizações cambiais previsíveis, aliada a um ambiente de relativa estabilidade das condições domésticas e externas, que prevaleceu entre a estabilização da crise do México no primeiro semestre de 1995 e meados de 1997, apesar dos temores quanto à deterioração das contas externas do Brasil.

Tentamos utilizar várias especificações na investigação da PCJ. É conhecida a dificuldade de obter séries de taxa de juros no Brasil de prazo suficiente para comparação com a taxa externa. Apesar de sempre ser possível capitalizar as taxas de curto prazo para um prazo determinado (três meses, por exemplo), tal procedimento não é exatamente o correto, pois consiste em obter uma taxa de juros *ex-post*, quando o que interessa mesmo é a taxa de juros *ex-ante*, isto é, a taxa encontrada no mercado no início do período em questão e que servirá como parâmetro da transação por um determinado intervalo de tempo. Isso limita um pouco a análise para um período muito anterior ao Plano Real, em função da existência apenas parcial dos mercados de derivativos. Em função disso, no cálculo da PCJ optamos por utilizar dados mensais para a análise do período janeiro de 1992 a dezembro de 1998, e também dados diários e semanais quando ocorre o desenvolvimento do mercado de *swaps* a partir de 1995, para o período fevereiro de 1995 a dezembro de 1998.

Os dados mensais são divididos em dois subgrupos: um mês e três meses de prazo. A taxa de juros interna é obtida a partir da taxa futura implícita nos contratos futuros de taxa de juros da BMF (DIs) para os períodos de um e três meses, coletados no primeiro dia útil do mês em questão. Conseguimos coletar os dados dos DIs a partir de julho de 1991 e de março de 1992, para os prazos de um e três meses, respectivamente. Assim, no caso do prazo de um mês utilizamos na análise empírica a taxa Selic (taxa para operações *overnight* com lastro em títulos públicos federais), capitalizada mensalmente, para o período anterior a julho de 1991, e a partir daí as taxas implícitas nos contratos de DI. Para fins de visualização gráfica, reportamos também as séries construídas utilizando a Selic para o período todo. Para o caso do prazo de três meses preferimos utilizar a Selic, capitalizada trimestralmente, até junho de 1994, dado que a série dos DIs é muito “vazada” entre março de 1992 e julho de 1994. A partir daí utilizamos as taxas implícitas nos contratos de DI. Para fins de visualização, também reportamos a série para o período completo construída com a Selic. Os dados de dólar futuro são coletados da mesma maneira a partir dos contratos negociados na BMF. O dólar à vista é a média de compra e venda do dólar comercial no fim do período anterior, isto é, para obter a PCJ utilizamos como parâmetro o fechamento do dólar do mês precedente.

Os dados diários e semanais são divididos em três subgrupos: 90, 180 e 360 dias de prazo. O intervalo dos dados de 90 dias vai de fevereiro de 1995 a dezembro de 1998, ao passo que para os dados de 180 e 360 dias o período disponível começa em julho de 1996, terminando em dezembro de 1998. Os dados semanais são obtidos para toda sexta-feira. As taxas de juros internas são dadas pela cotação diária e semanal (toda sexta-feira) da taxa do swap prefixado/pós-fixado, o chamado swap pré, negociado no balcão – *over-the-counter* (OTC) – e registrado na BMF, para os respectivos prazos. Do mesmo modo, coletamos as taxas relevantes dos swaps dólar/pós-fixado, o chamado swap dólar, para os mesmo prazos, com o objetivo de construir o chamado “dólar futuro sintético”, na verdade um dólar *forward*. Isso é feito ao dividirmos a cotação do swap pré pela cotação do swap dólar. Uma vez que tanto o swap pré quanto o swap dólar foram alinhados com os mesmos prazos de vencimento, ao obtermos o dólar futuro sintético através da combinação dos dois, estamos obtendo a expectativa do mercado para a taxa de câmbio à vista após esse determinado período. Por exemplo, se utilizarmos os swaps de 90 dias, o dólar futuro sintético obtido representa a taxa de câmbio à vista esperada para $t + 90$ dias.³⁴ O dólar à vista é obtido a partir da média de compra e venda do dólar comercial cotado diariamente.

A taxa de juros externa coletada é a Libor, nos prazos equivalentes. Para o primeiro grupo, com dados mensais, os períodos são 30 e 90 dias. Para a análise dos dados diários e semanais do segundo grupo, as taxas coletadas são de 90, 180 e 360 dias.

A medida de prêmio Brasil é dada pelo *emerging market bond index* (EMBI) brasileiro, calculado pelo JP Morgan. Como o EMBI Brasil só começou a ficar disponível em janeiro de 1992, a construção da PCJ só nos foi possível a partir desta data, apesar de dispormos das taxas de juros e de câmbio domésticas para períodos anteriores. Não vemos isso como um problema, dado que é justamente no período que se inicia em janeiro de 1992 que o país acumula reservas internacionais, em função da mencionada modificação na forma de operação das políticas monetária e cambial.

O prêmio do EMBI é dado pela taxa de juros paga acima da remuneração de um título do Tesouro dos Estados Unidos de prazo equivalente, o chamado *spread over Treasury* (SOT). No caso da medida de prêmio, temos uma imperfeição. O EMBI Brasil é um índice composto por vários títulos, de diferentes prazos de vencimento, sendo o prazo de vencimento resultante de sua composição. Assim, ao utilizar o EMBI como *proxy* para o risco-país em todas as estimações, estamos ignorando o fato de que o risco seria diferenciado por prazo. Entretanto, é grande a dificuldade de obter

uma *proxy* confiável para cada prazo, de modo que optamos por utilizar o EMBI.

Por exemplo, talvez fosse interessante utilizar o SOT pago por um papel com prazo curto, entre eles o *interest due and unpaid* (IDU),³⁵ cujo vencimento ocorre em 2001. Entretanto, podem existir situações onde um papel de vencimento curto não reflita de maneira adequada o risco-país. Nos quatro meses seguintes à crise da Rússia (a partir de agosto de 1998), a curva dos rendimentos dos títulos brasileiros inverteu-se, isto é, papéis de prazo mais curto passaram a pagar um prêmio maior que papéis de prazo mais longo. Isso ocorre quando o mercado precifica uma alta possibilidade de *default* da dívida num prazo relativamente curto, de modo que os valores de face de todos os papéis tendem a se aproximar. Esse comportamento ocorre porque, em uma eventual reestruturação de dívida, os valores de recuperação dos variados papéis (*recovery values*) tendem a ser similares. Uma vez que, para um dado cupom (pagamento periódico de juros), os papéis de vencimento curto têm um valor de face maior (pois estão mais próximos do vencimento), estes sofrem maior redução de tal valor de face do que os papéis de prazo mais longo. Em função disso, o rendimento dos papéis de curto prazo sobe mais, e a curva passa a ser invertida, tornando-os um indicador talvez viesado do risco-país. Por outro lado, em um período de calmaria, o prêmio do IDU é menor que o EMBI. Optamos por um índice composto, mesmo não sendo equivalente em prazo às aplicações domésticas, que nos parece dar uma indicação mais clara do real prêmio necessário para considerações de arbitragem.

Por outro lado, dado que o objetivo desta parte do trabalho é verificar as condições vigentes no período para a arbitragem coberta e a obtenção de retornos descobertos, é importante salientar que qualquer medição errada do real custo médio de captação externa para os participantes do mercado, que se engajaram em uma eventual tentativa de arbitragem, pode levar a conclusões erradas quanto à viabilidade desse tipo de operação. Por exemplo, pelo menos durante os quase 18 meses entre a metade de 1996 e o final de 1997, quando ocorreu a segunda onda da crise asiática, afetando o Brasil com a virulência conhecida, o custo de capital para os participantes brasileiros do mercado (com bom risco de crédito, isto é, bons nomes nacionais e bancos com participação de sólidos sócios estrangeiros) tendeu a ser bem menor que o EMBI, principalmente para captações de curto prazo (até seis meses). É conhecido o fato de que uma parcela importante do mercado apoiou-se em emissões de curto prazo (de menos de um ano de prazo) para realizar operações de arbitragem no Brasil, principalmente na forma de CDs (certificados de depósito que têm custo de emissão inferior ao de um eurobônus) e, possivelmente, parcialmente

através de financiamento externo *overnight*. Durante o período mencionado é bastante plausível que o custo de captação de curto prazo fosse entre 1% e 3% (100 e 300 pontos-base) mais baixo que o EMBI. Ao utilizá-lo, podemos estar subestimando as reais oportunidades de lucro com operações de arbitragem. De qualquer forma, não é possível obter uma *proxy* confiável para as taxas de juros dessas emissões, nem seu volume pode ser medido com algum grau de exatidão, de modo que utilizaremos o EMBI. Apenas esse alerta nos parece relevante em função de os referidos 18 meses até o final de 1997 terem sido talvez o período de maior abundância de capitais disponíveis na história recente, com custos relativamente baixos, para participantes brasileiros do mercado.

Uma atenuante para a possível subestimação das oportunidades de arbitragem ao utilizarmos o EMBI em vez do real custo de captação externa é o fato de não estarmos considerando outros custos na montagem de posições de arbitragem. Por exemplo, o imposto incidente ao longo do período em questão situou-se entre 15% e 20% sobre os rendimentos nominais das aplicações de renda fixa domésticas.³⁶ Além disso, temos o IOF incidente na entrada de capitais, que variou de 0% a 9%, dependendo do período e do canal de entrada utilizado, e, no caso de entrada através do mecanismo da CC5, o custo da chamada “janela” de entrada (cerca de 0,5% entre 1995 e 1998) e do *hedge* do *spread* entre o comercial e o flutuante (cerca de 0,5% a 0,7% no mesmo período). Além da dificuldade de medir tais custos corretamente, não nos parece que seja fundamental considerá-los na análise, justamente porque nos períodos de maior acúmulo de reservas (que se seguem a períodos de crise) esses impostos eram baixos ou haviam sido temporariamente eliminados. Em períodos normais, seria importante considerá-los, mas mesmo assim optamos por simplificar a análise, acreditando que poderiam compensar o mencionado eventual custo de captação externa menor que o utilizado no trabalho (EMBI). Em uma análise estatística tais custos poderiam refletir-se no intercepto de uma regressão do fluxo de capitais, da PCJ e do retorno *ex-post*.

Para os dados do fluxo de capitais há vários níveis de agregação, no caso dos dados mensais, e uma única opção para os dados diários. Os dados mensais incluem a variação das reservas internacionais, o câmbio contratado (comercial e financeiro), os fluxos de investimento em portfólio e os investimentos diretos. Os dados diários disponíveis referem-se apenas ao câmbio contratado.

Mesmo dispondo de várias especificações possíveis, na análise estatística com dados mensais optamos por utilizar os dados de câmbio contratado, por serem uma excelente *proxy* para a variação das reservas internacionais,

embora o nível de agregação nesse caso seja máximo, englobando transações referentes à conta corrente do balanço de pagamentos e, em consequência, potencialmente contaminando a relação a ser estudada entre os fluxos referentes à conta de capitais e às condições de arbitragem de taxa de juros. Ainda assim, a volatilidade dos fluxos decorre muito mais das transações referentes à conta de capitais, de modo que, mesmo utilizando essa especificação geral das transações com não-residentes, esperamos encontrar relações estreitas com as condições de arbitragem de taxa de juros.

A seguir estão os gráficos das variáveis: a) nos Gráficos 3.1 a 3.14, os dados mensais de 30 dias (dólar e DI futuros de um mês cotados na BMF); b) nos Gráficos 3.15 a 3.26, os dados mensais de 90 dias (dólar e DI futuros de três meses cotados na BMF); c) nos Gráficos 3.27 a 3.38, os dados diários de 90 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); d) nos Gráficos 3.39 a 3.48, os dados semanais de 90 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); e) nos Gráficos 3.49 a 3.53, os dados diários de 180 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); f) nos Gráficos 3.54 a 3.57, os dados semanais de 180 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); g) nos Gráficos 3.58 a 3.63, os dados diários de 360 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); h) nos Gráficos 3.64 a 3.67, os dados semanais de 360 dias (dólar *forward* obtido a partir do mercado de *swaps*); e i) nos Gráficos 3.68 a 3.71, o fluxo de capitais.³⁷

GRÁFICO 3.1

**Juros internos: DI futuro de um mês – jan. 1987/jan. 1999
(Em % no período)**

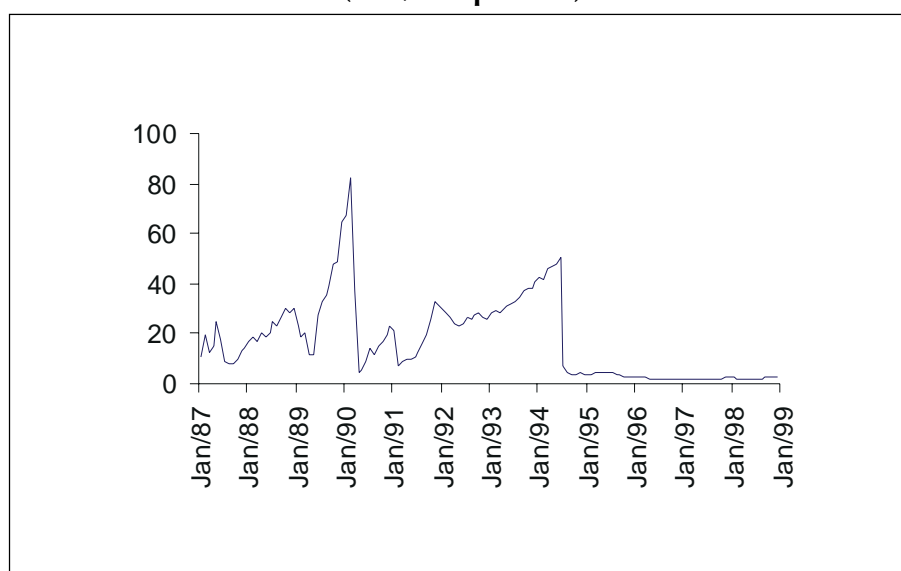


GRÁFICO 3.2

Libor de um mês – jan. 1987/jan. 1999
(Em % ao ano)

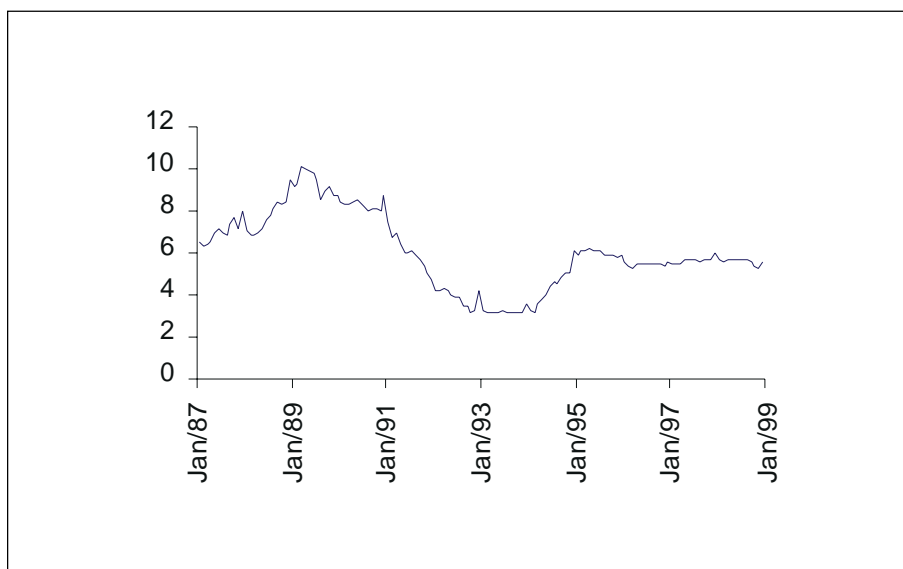


GRÁFICO 3.3

Dólar futuro (log) – jan. 1987/jan. 1999

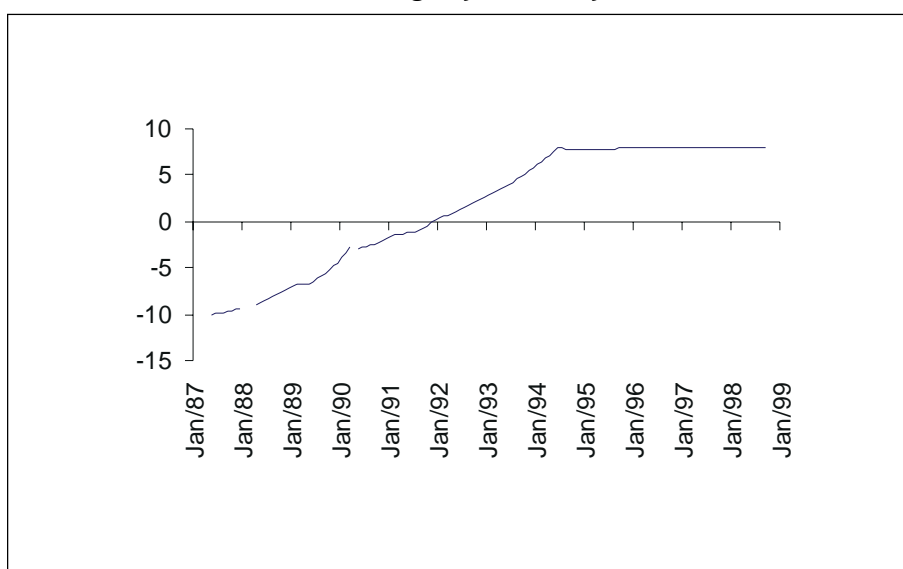


GRÁFICO 3.4

Dólar *spot* (log) – jan. 1987/jan. 1999

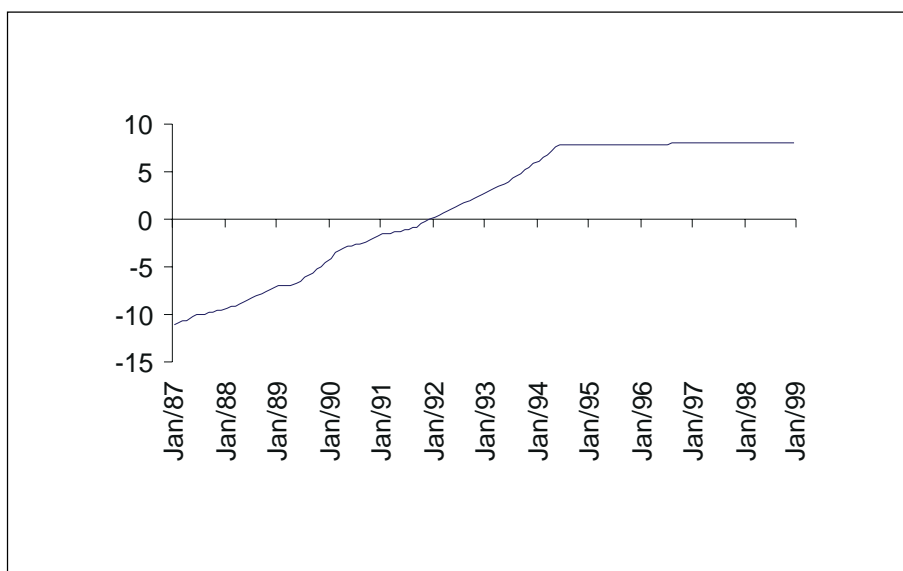


GRÁFICO 3.5

**EMBI Brasil – jan. 1992/jan. 1999
(Em pontos-base)**

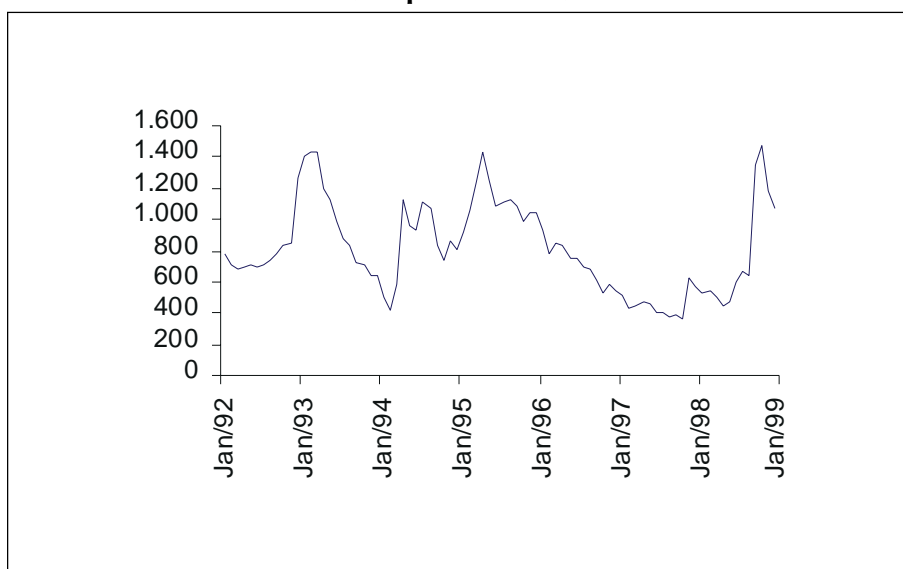


GRÁFICO 3.6

Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

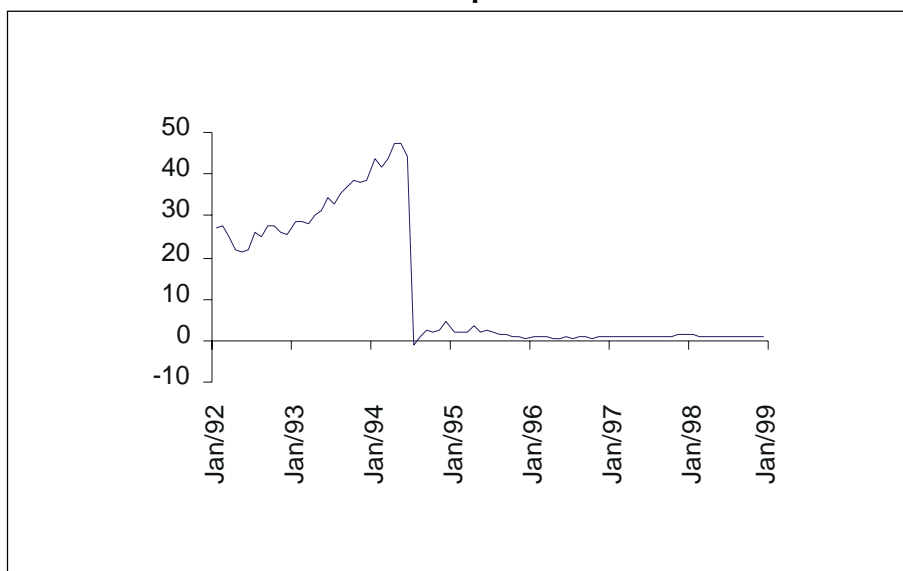


GRÁFICO 3.7

Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro de 30 dias):
cupom ex-ante – abr. 1988/jan. 1999
(Em % no período)

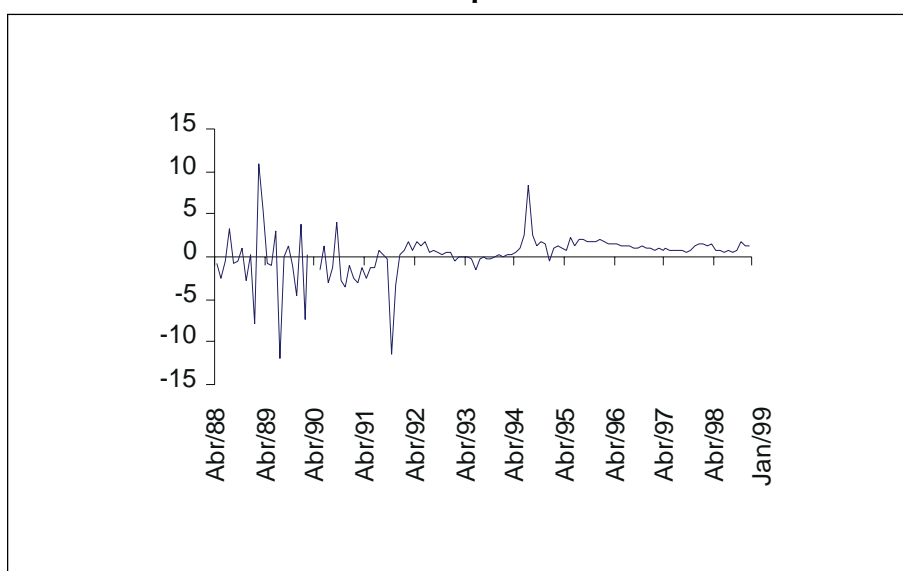


GRÁFICO 3.8

**Taxa de juros doméstica em dólar (Selic de 30 dias):
cupom *ex-ante* – abr. 1988/jan. 1999
(Em % no período)**

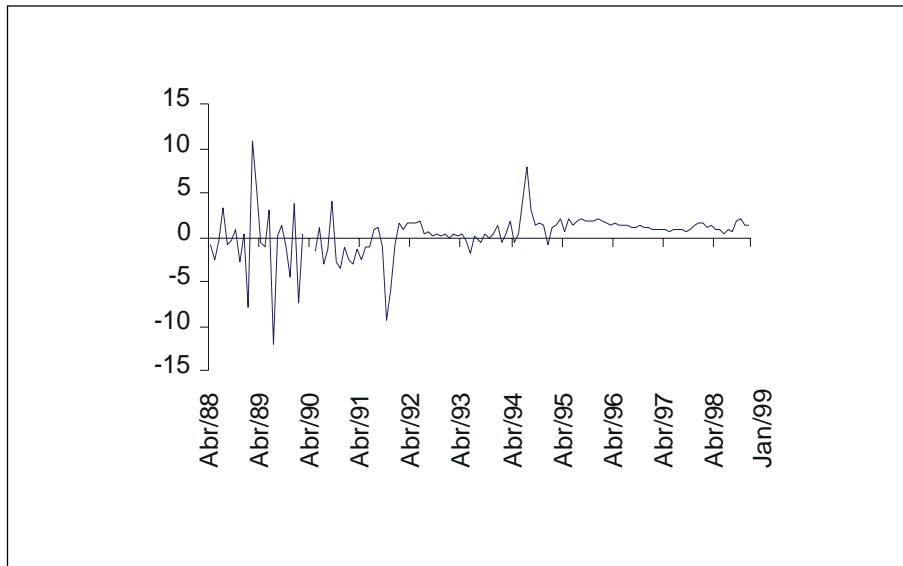


GRÁFICO 3.9

**Taxa de juros doméstica em dólar (DI futuro de 30 dias):
cupom *ex-post* – jan. 1988/jan. 1999
(Em % no período)**

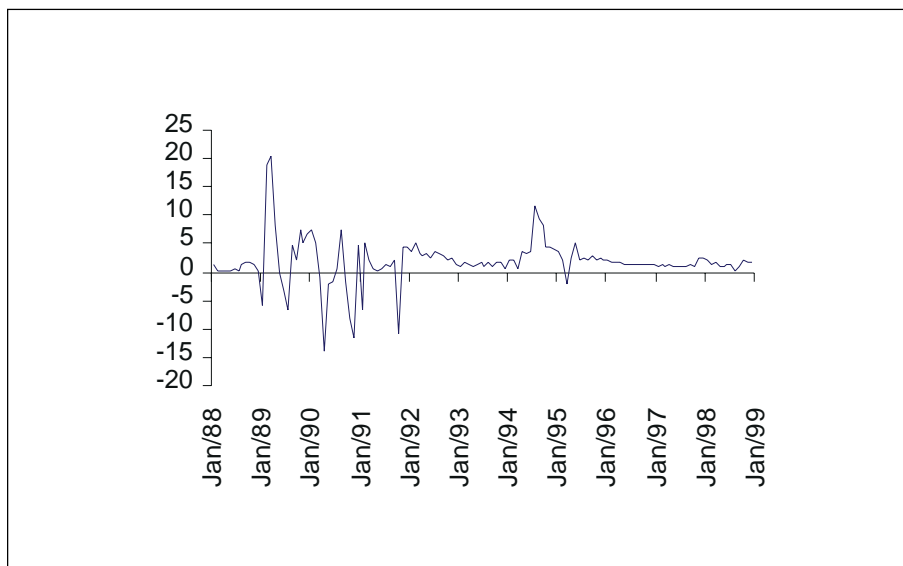


GRÁFICO 3.10

**Taxa de juros doméstica em dólar (Selic de 30 dias):
cupom ex-post – jan. 1988/jan. 1999
(Em % no período)**

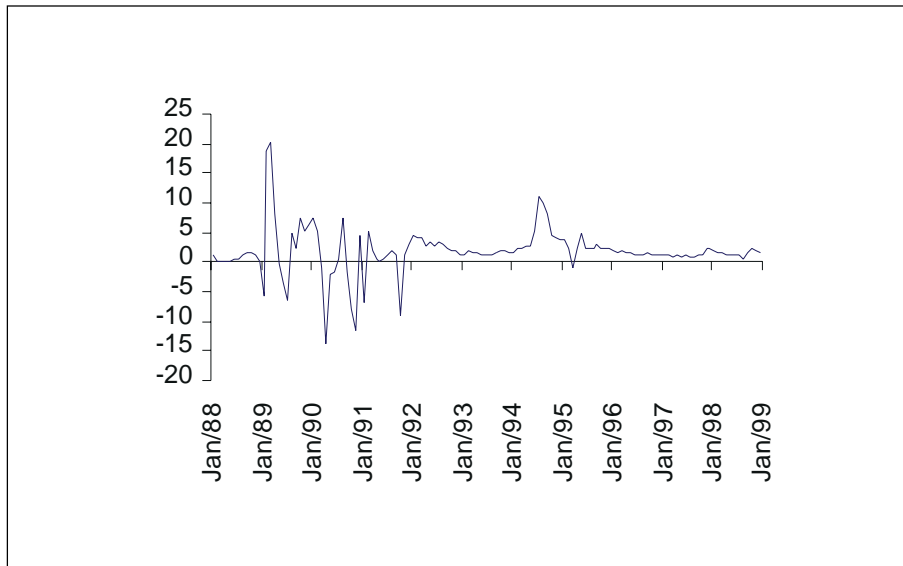


GRÁFICO 3.11

**Retorno coberto ex-ante DI (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)**

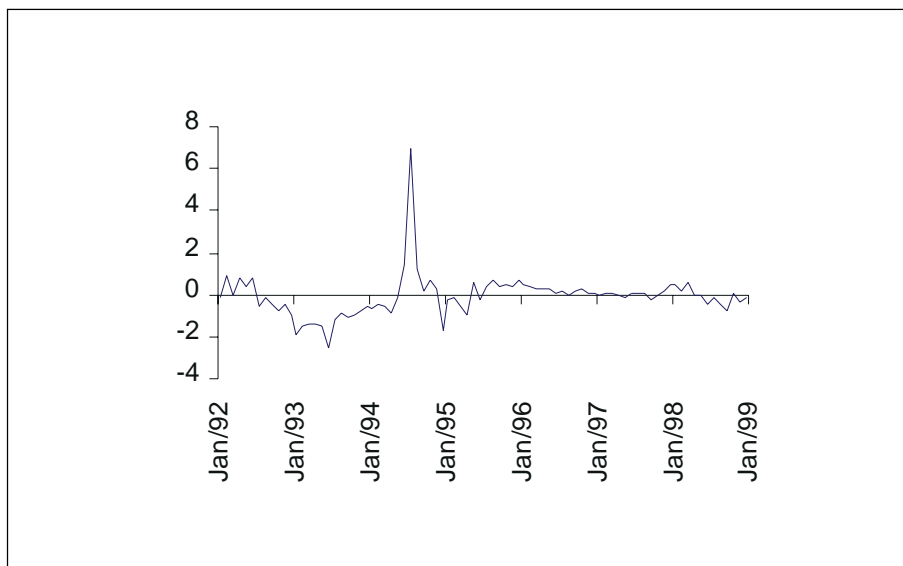


GRÁFICO 3.12

Retorno descoberto ex-post DI (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

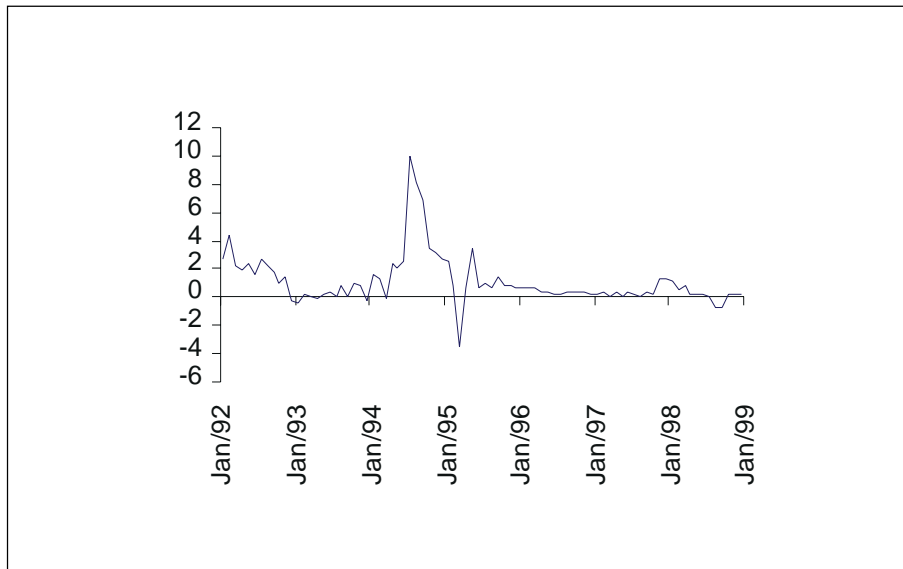


GRÁFICO 3.13

Retorno coberto ex-ante Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

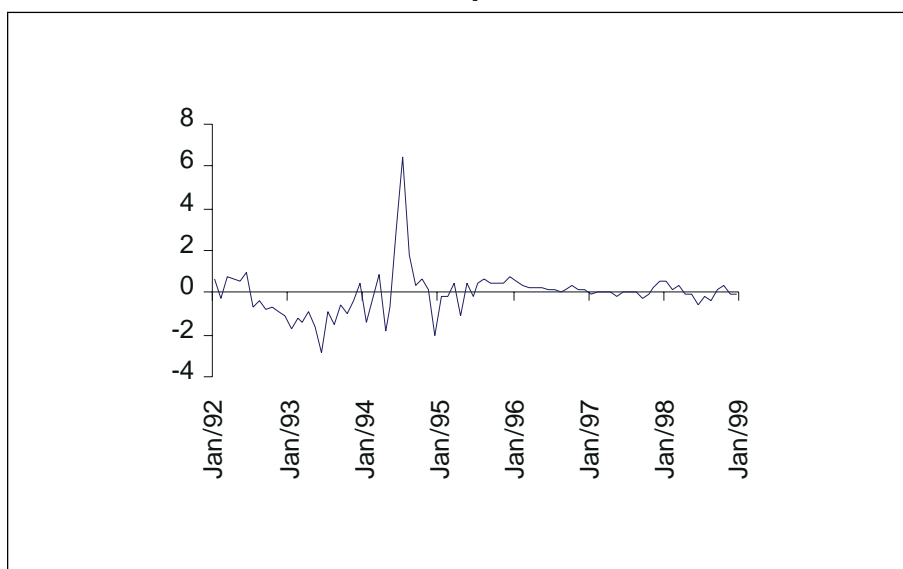


GRÁFICO 3.14

Retorno descoberto ex-post Selic (30 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

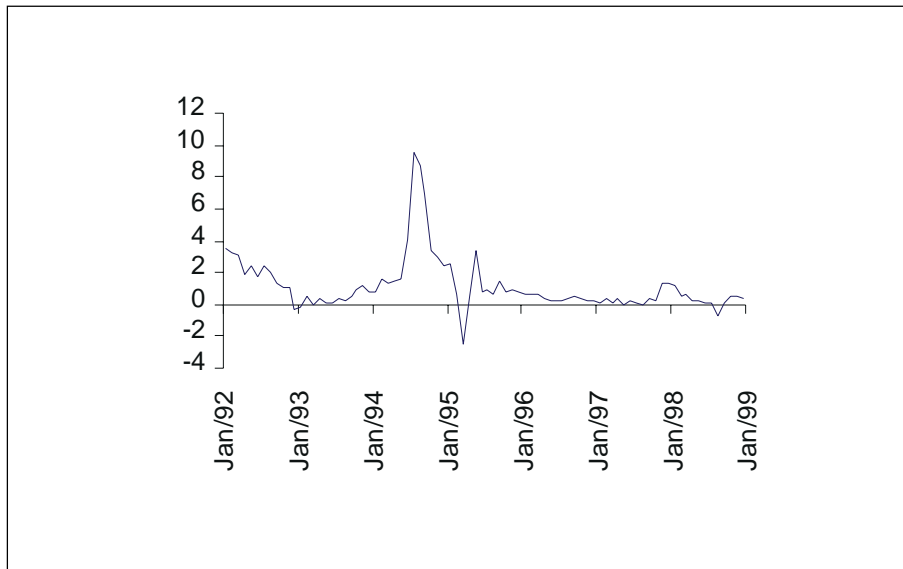


GRÁFICO 3.15

Dólar futuro de três meses (log) – jan. 1987/jan. 1999

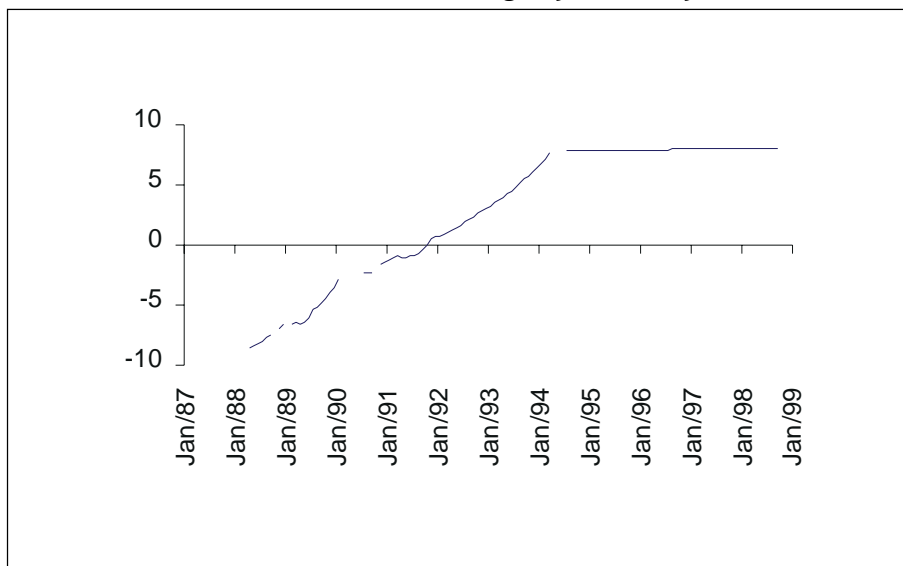


GRÁFICO 3.16

Dólar *spot* (log) – jan. 1987/jan. 1999

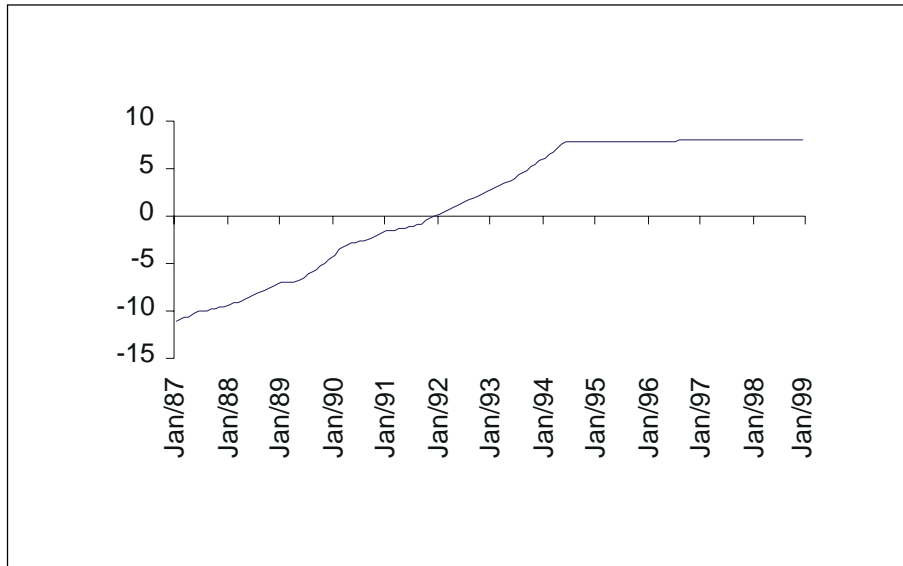


GRÁFICO 3.17

**Juros internos: DI futuro de três meses – jan. 1987/jan. 1999
(Em % no período)**

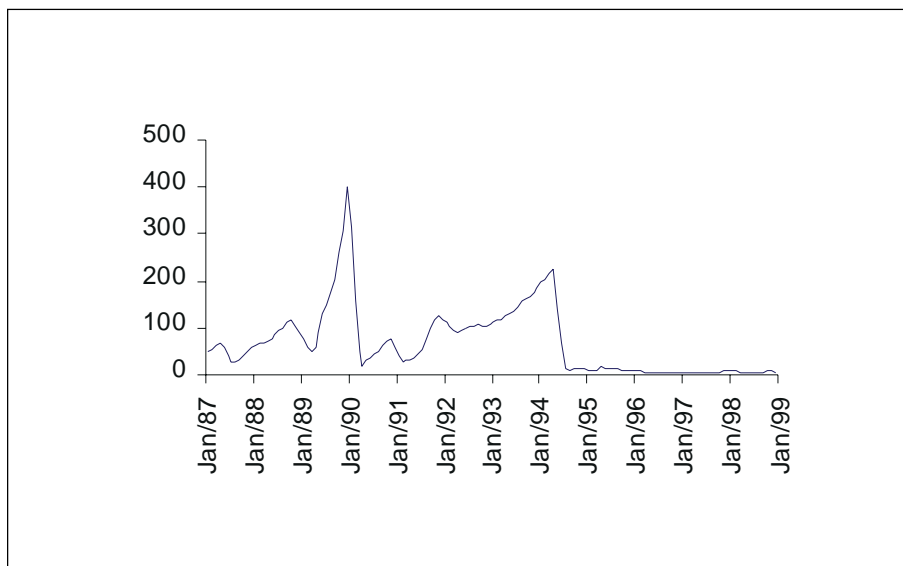


GRÁFICO 3.18

Libor de três meses – jan. 1987/jan. 1999
(Em % ao ano)

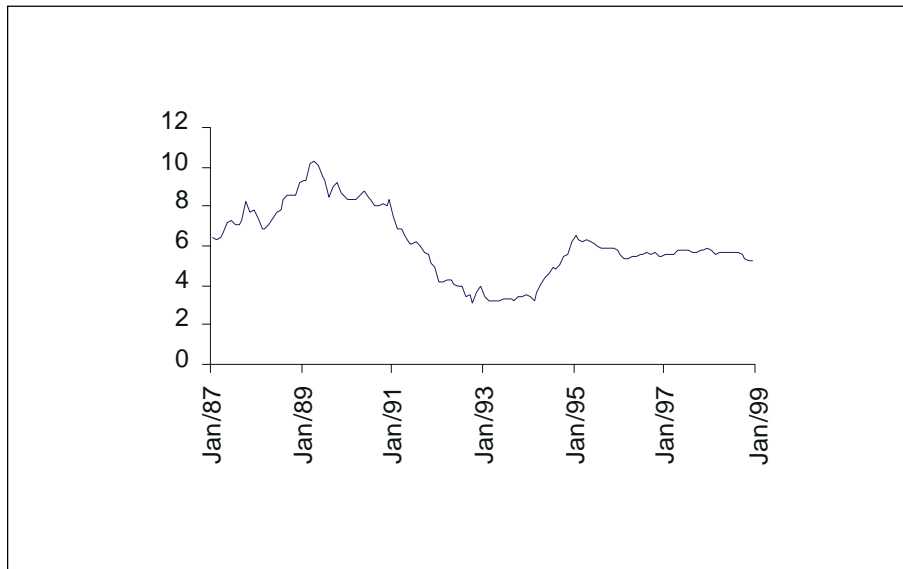


GRÁFICO 3.19

Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – abr. 1988/jan. 1999
(Em % no período)

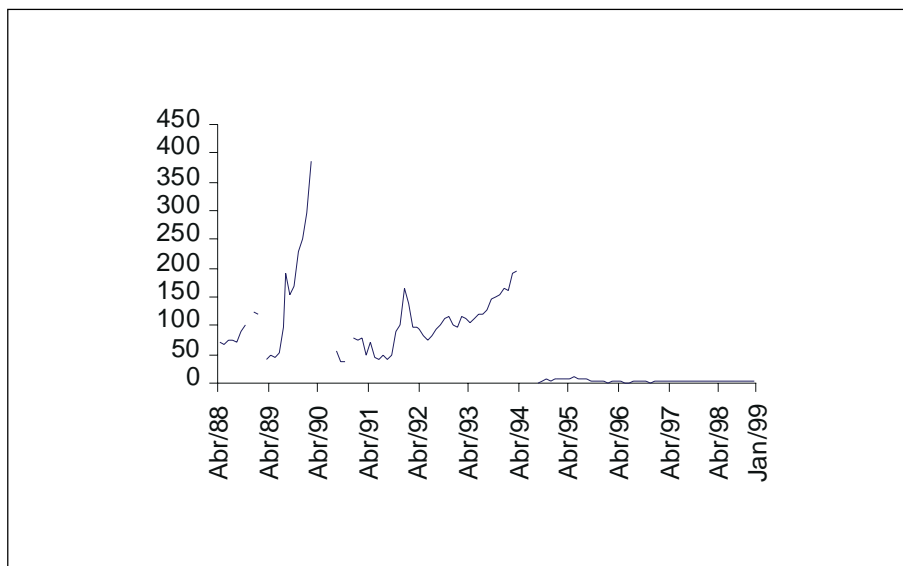


GRÁFICO 3.20

Prêmio futuro (dólar à vista/futuro) – jul. 1994/jan. 1999
(Em % no período)

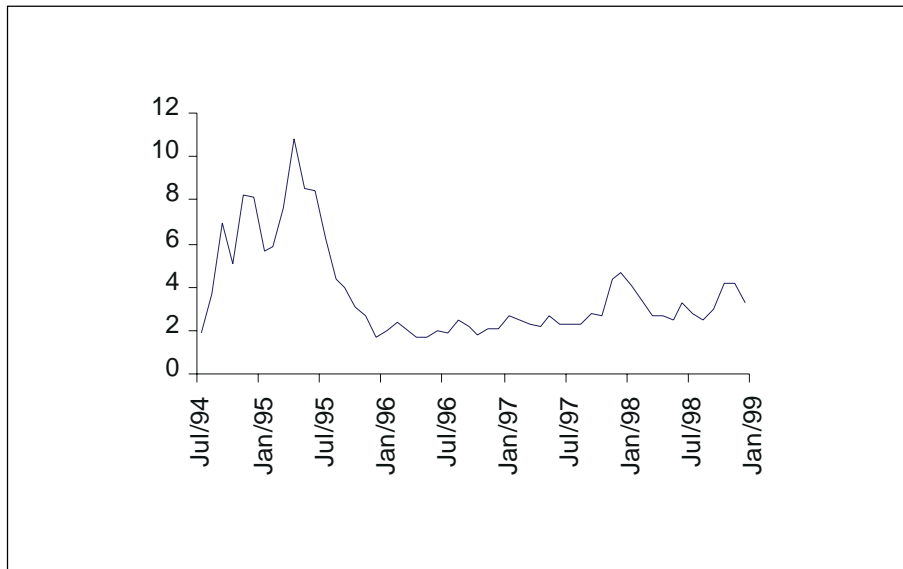


GRÁFICO 3.21

Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias):
cupom ex-ante – abr. 1988/jan. 1999
(Em % no período)

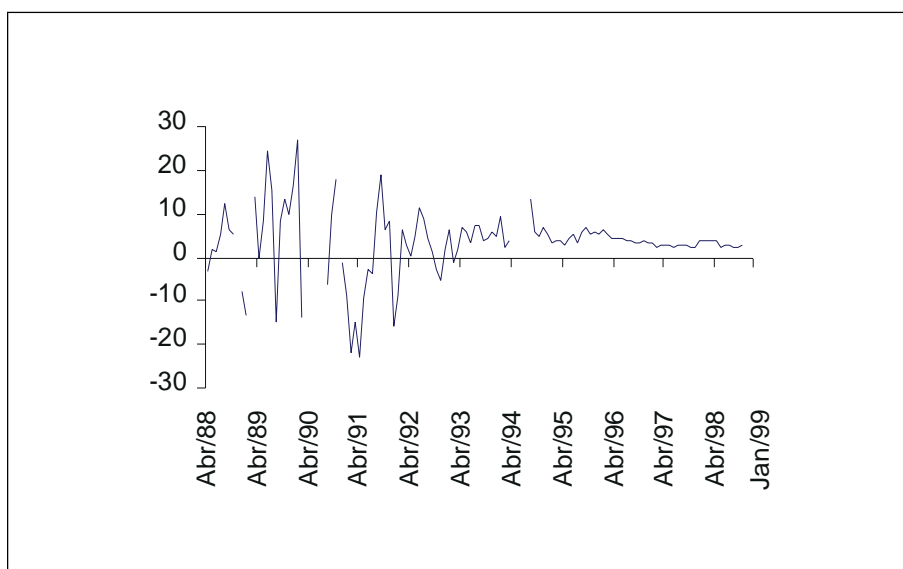


GRÁFICO 3.22

**Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias):
cupom *ex-ante* – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)**

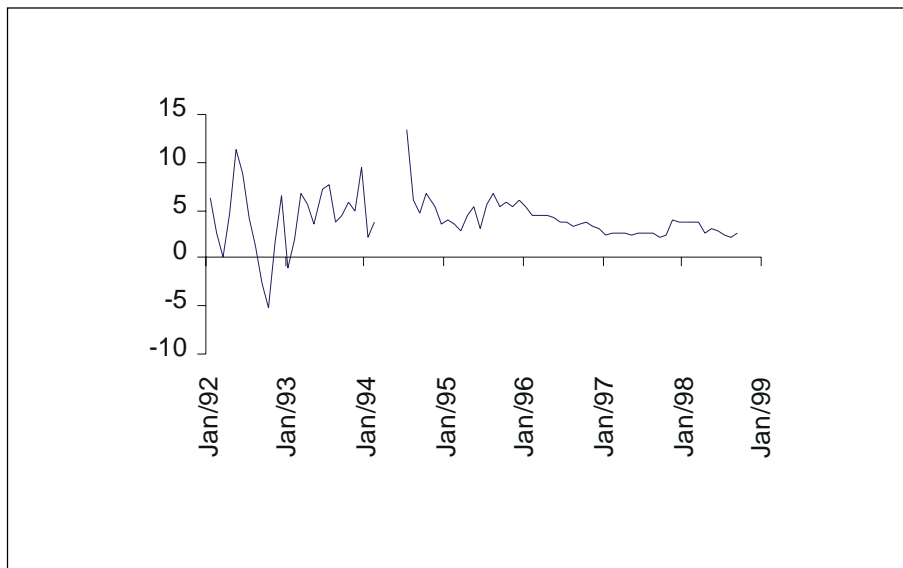


GRÁFICO 3.23

**Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias):
cupom *ex-post* – abr. 1988/jan. 1999
(Em % no período)**

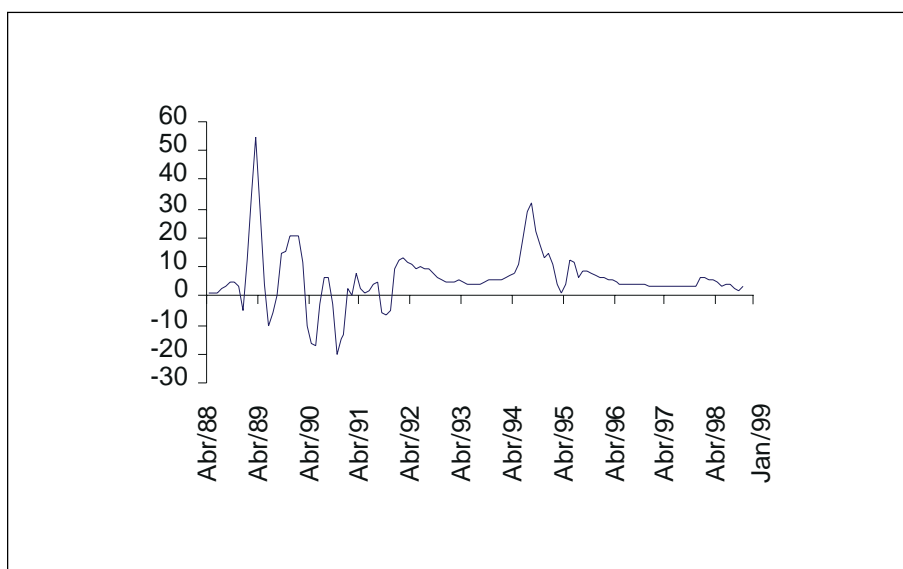


GRÁFICO 3.24

**Taxa de juros doméstica em dólar (90 dias):
cupom ex-post – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)**

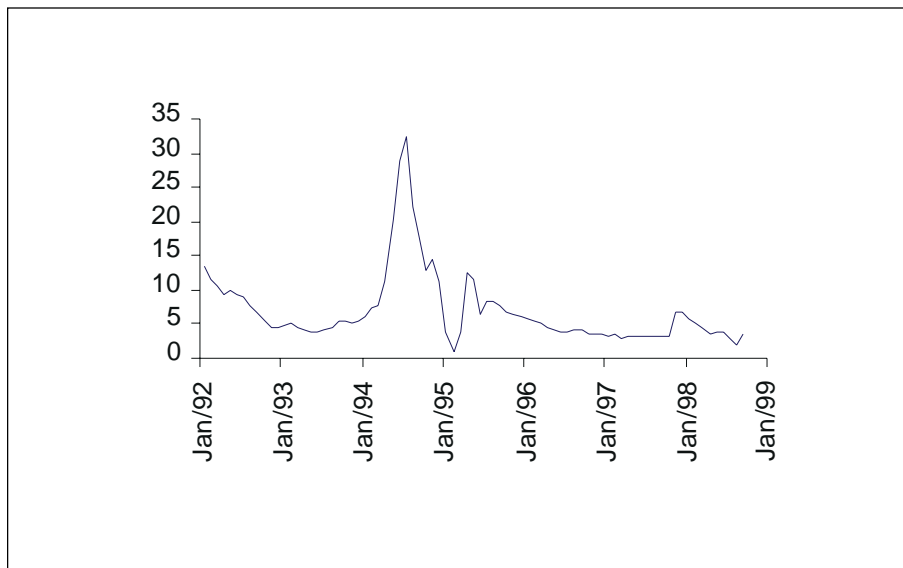


GRÁFICO 3.25

**Retorno coberto ex-ante (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)**

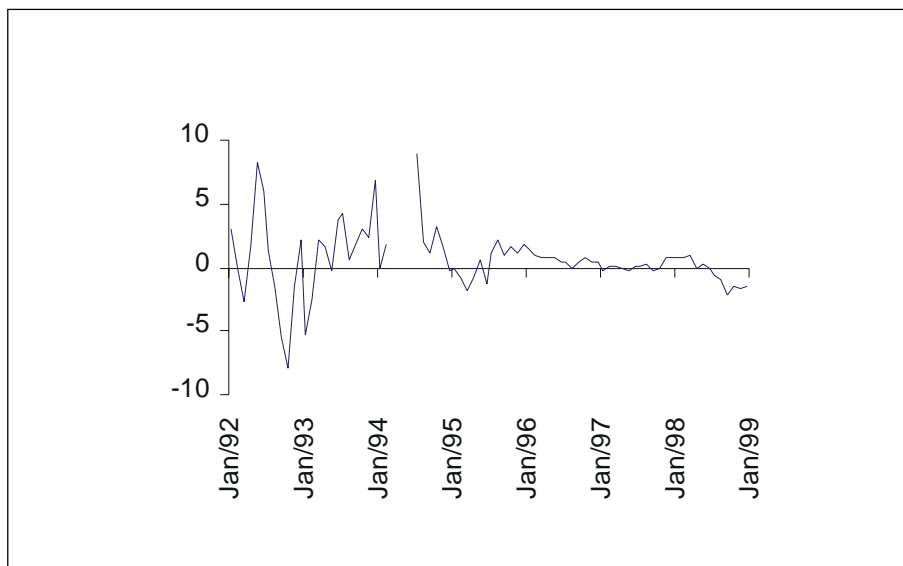


GRÁFICO 3.26

Retorno descoberto ex-post (90 dias) – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

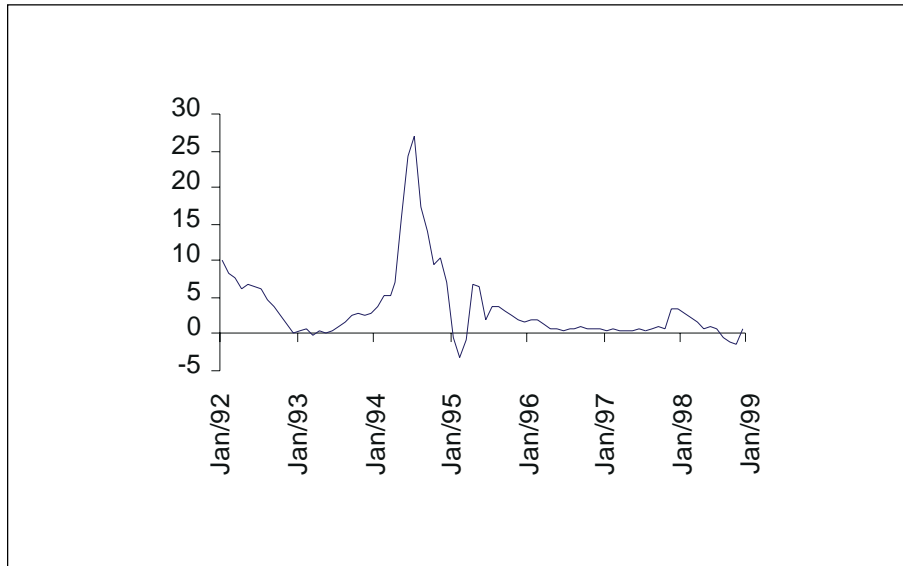


GRÁFICO 3.27

Swap pré-DI (90 dias) – jan. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

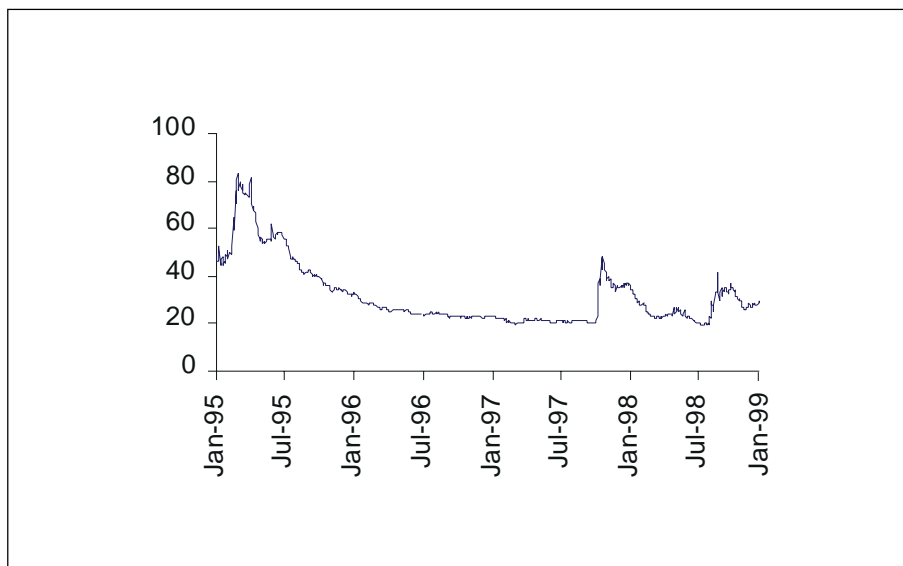


GRÁFICO 3.28

Swap dólar-DI (90 dias) – jan. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

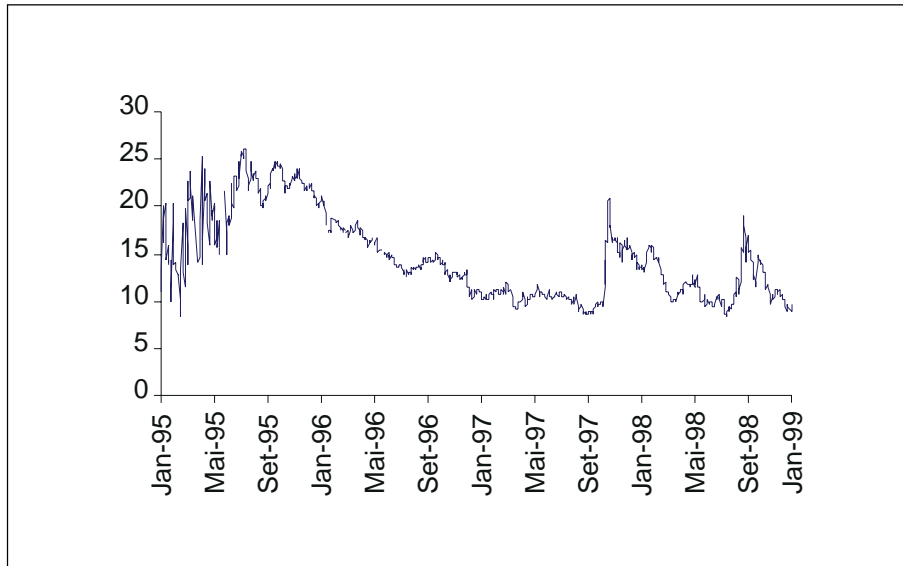


GRÁFICO 3.29

Câmbio sintético (swap 90 dias) x spot – jan. 1995/jan. 1999
(Dados diários)

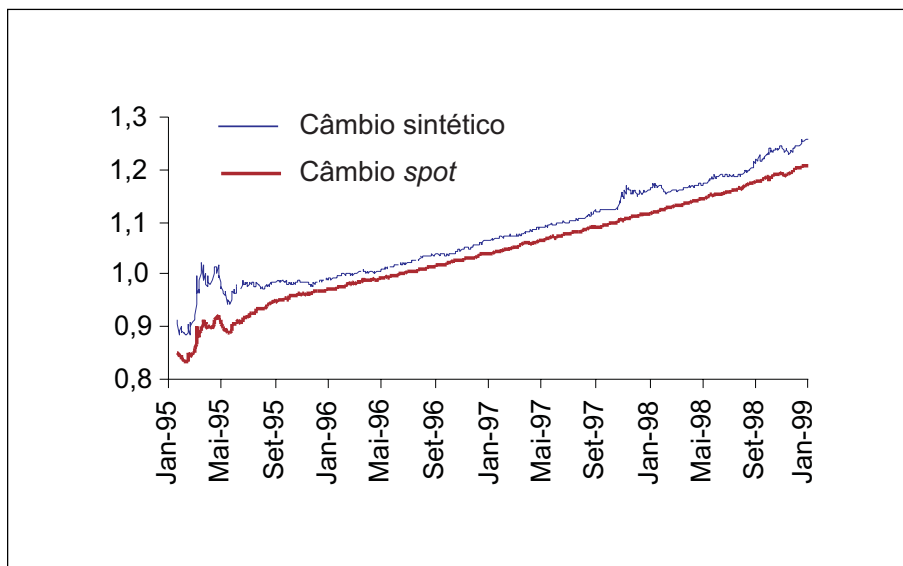


GRÁFICO 3.30

EMBI – jan. 1995/jan. 1999
(Em pontos-base)

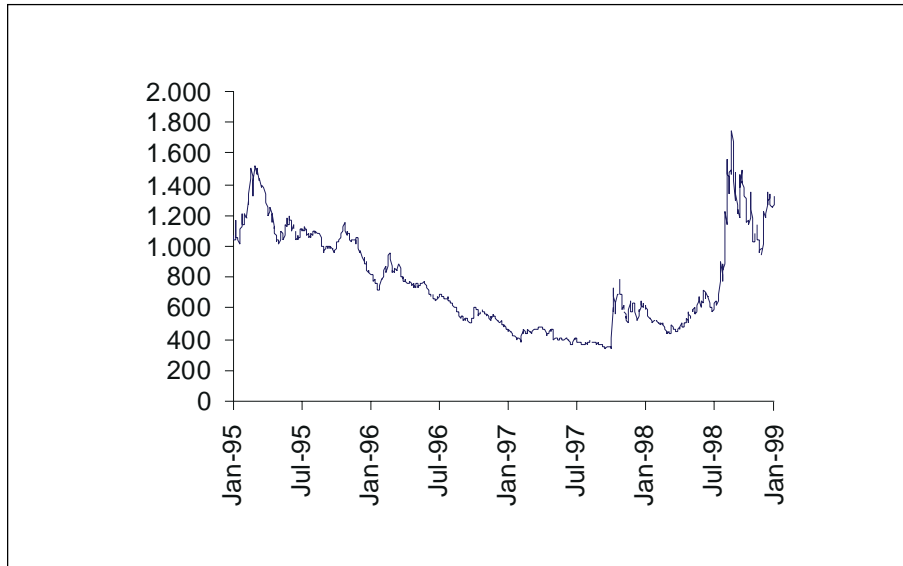


GRÁFICO 3.31

Prêmio futuro – jan. 1995/jan. 1999
(Em % no período)

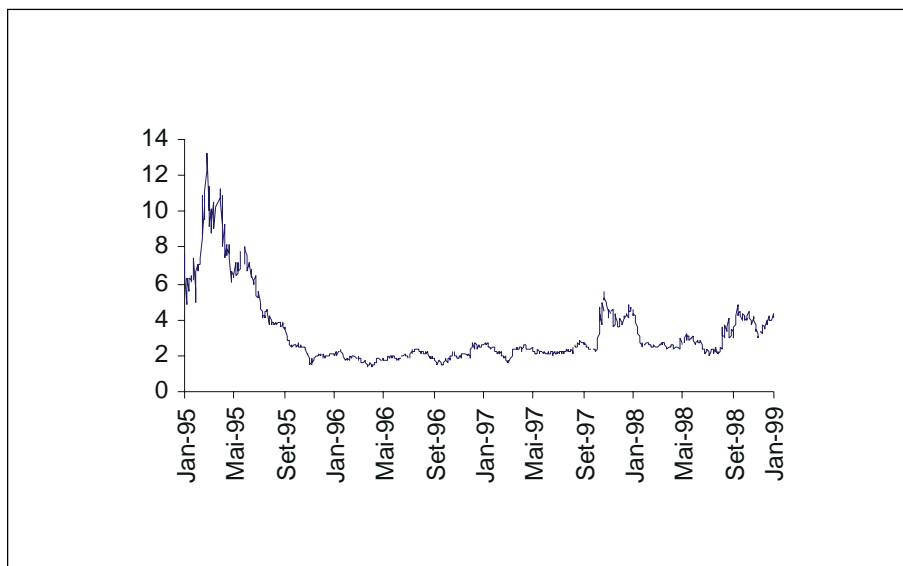


GRÁFICO 3.32

Cupom coberto ex-ante: swaps 90 dias – jan. 1995/jan. 1999
(Retorno no período)

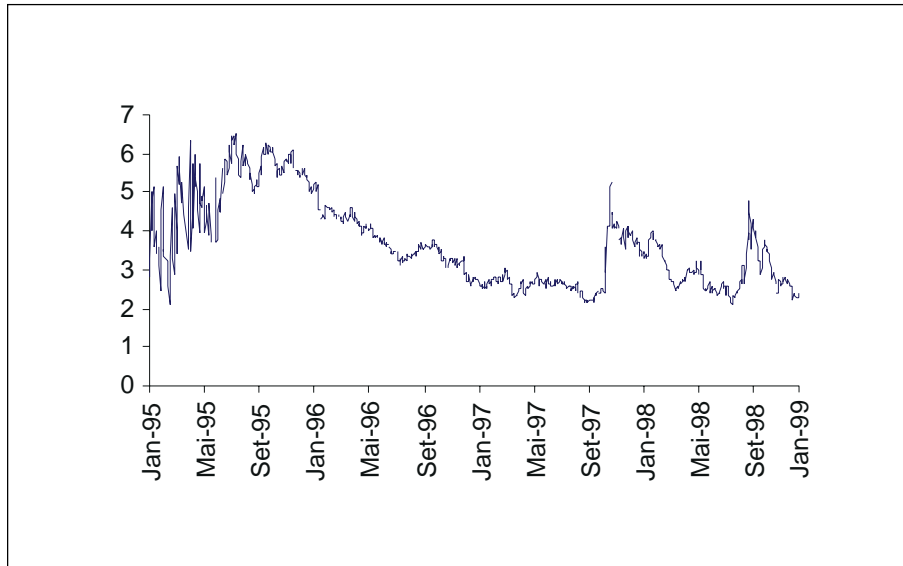


GRÁFICO 3.33

Desvalorização efetiva em $(t + 90) - t$ – jan. 1995/set. 1998
(Em % no período)

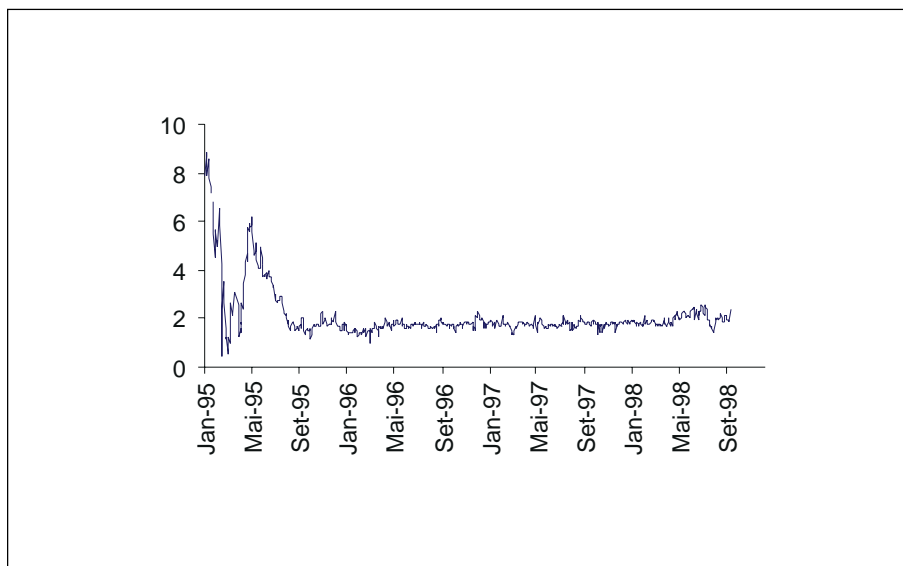


GRÁFICO 3.34

Cupom ex-post: swaps 90 dias – jan. 1995/set. 1998
(Retorno no período)

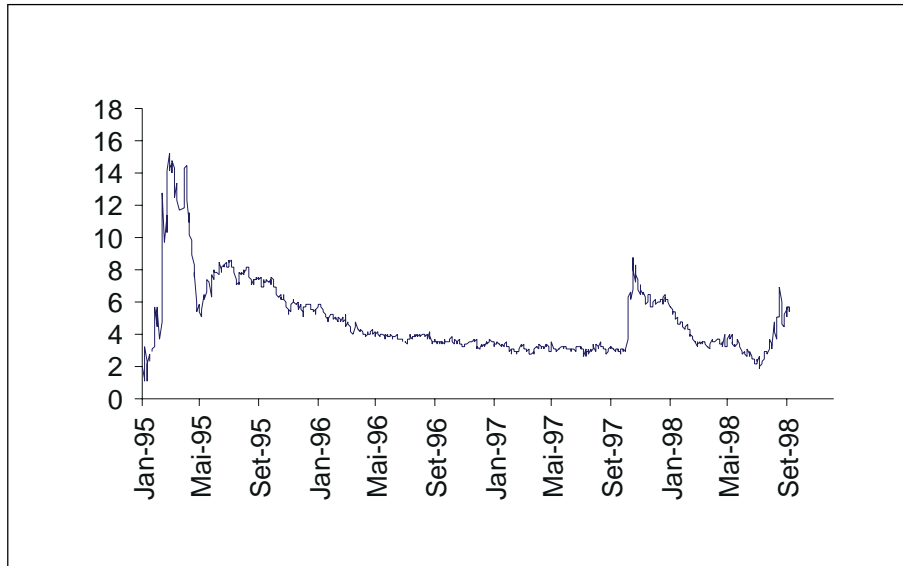


GRÁFICO 3.35

Retorno coberto ex-ante (PCJ): swaps 90 dias – jan. 1995/jan. 1999
(Retorno no período)

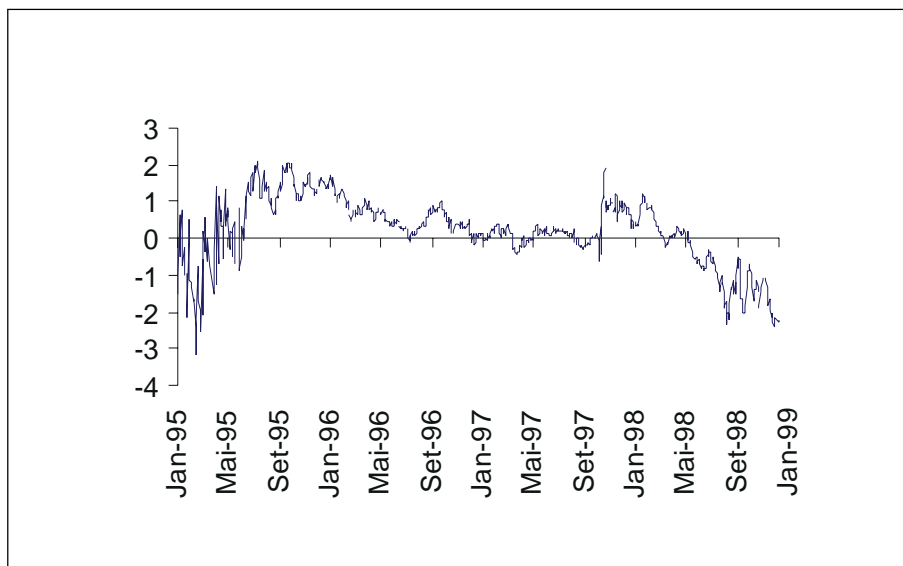


GRÁFICO 3.36

Libor de três meses – jan. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

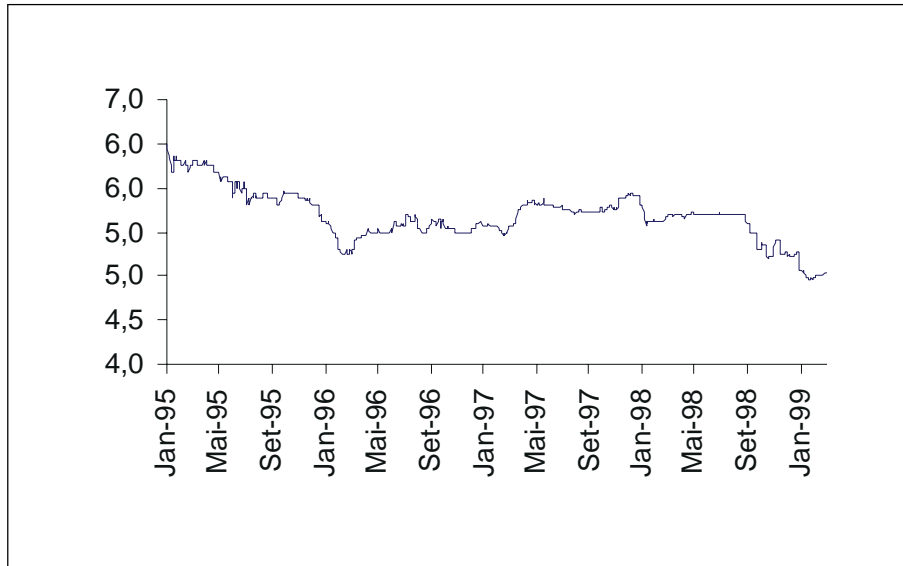


GRÁFICO 3.37

Retorno ex-post: swaps 90 dias – jan. 1995/set. 1998
(Retorno no período)

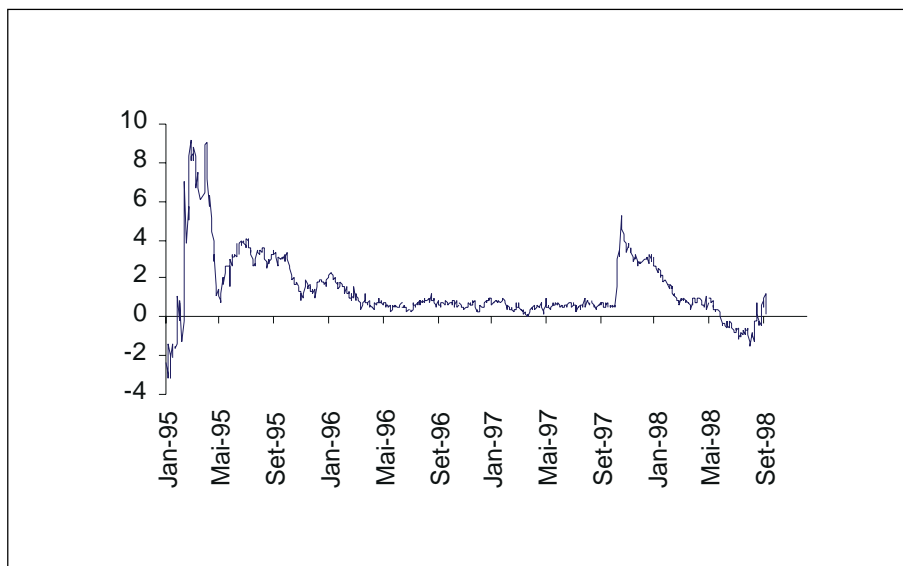


GRÁFICO 3.38

PCJ e retorno *ex-post* – jan. 1995/jan. 1999
(Retorno no período)

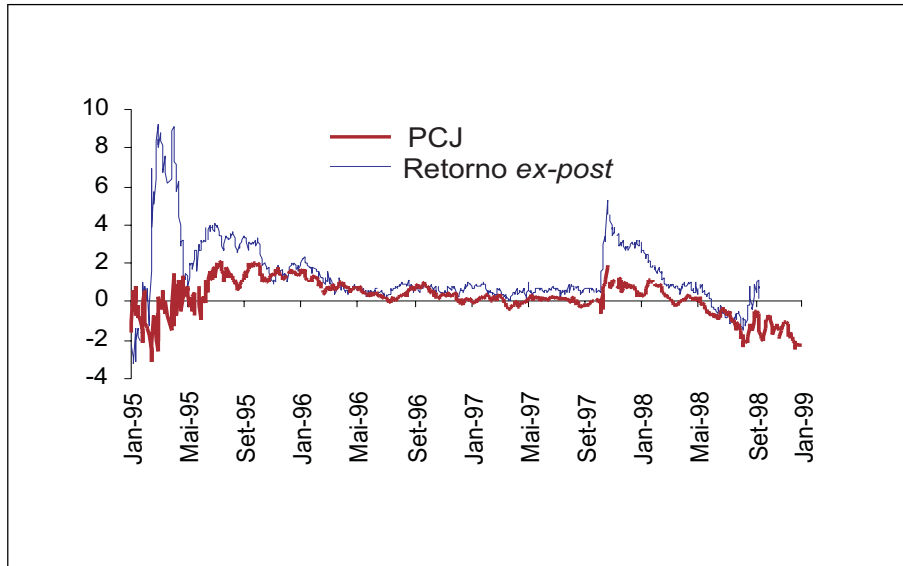


GRÁFICO 3.39

Swap pré-DI (90 dias) – fev. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

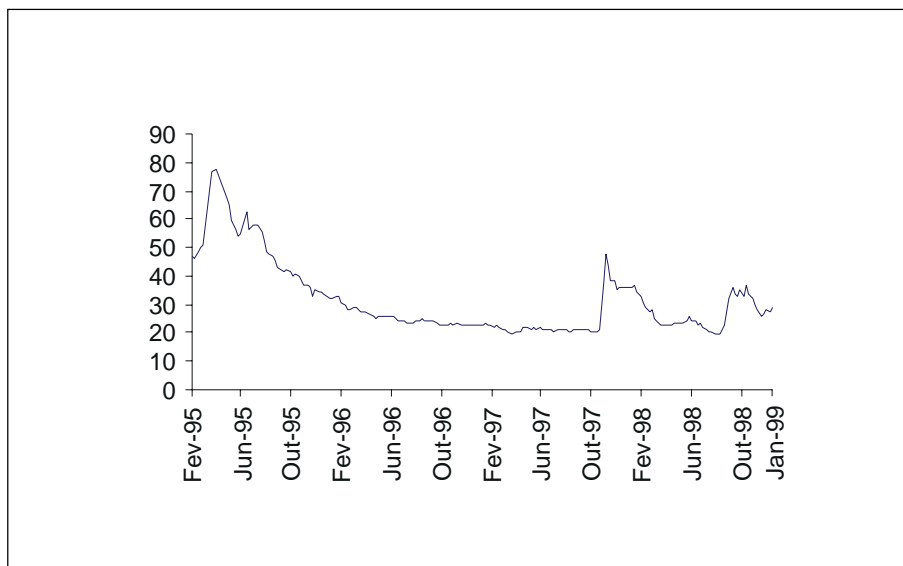


GRÁFICO 3.40

Swap dólar-DI (90 dias) – fev. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

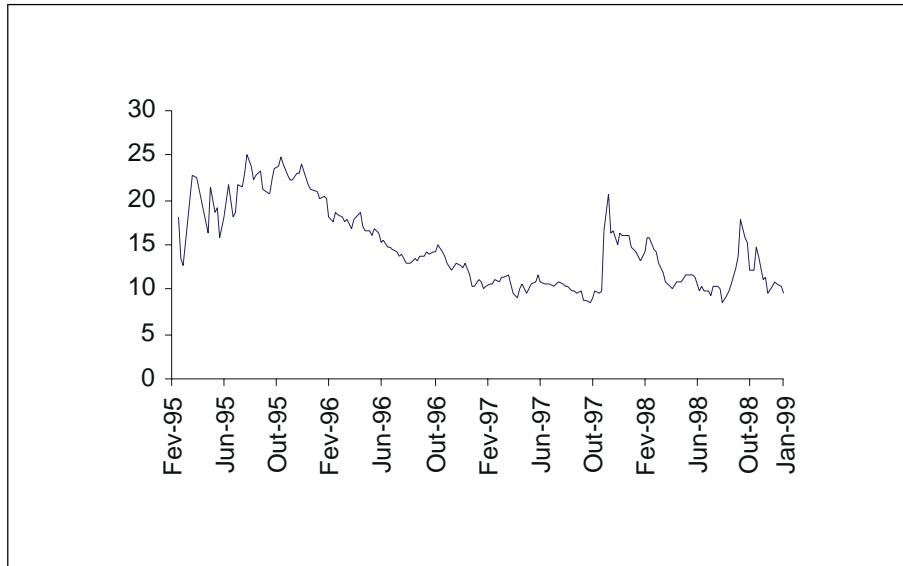


GRÁFICO 3.41

Prêmio futuro – fev. 1995/jan. 1999
(Em % no período)

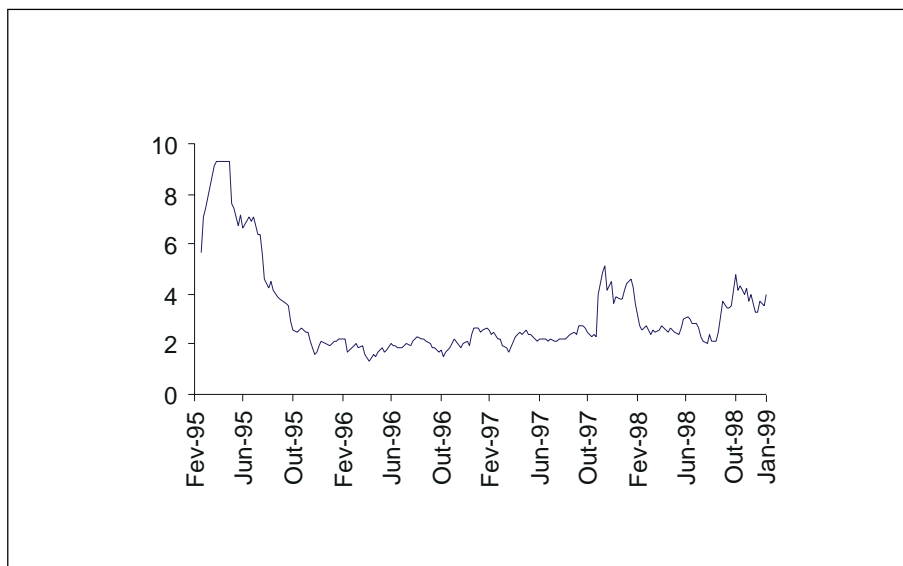


GRÁFICO 3.42

Cupom coberto ex-ante: swaps 90 dias – fev. 1995/jan. 1999
(Em % no período)

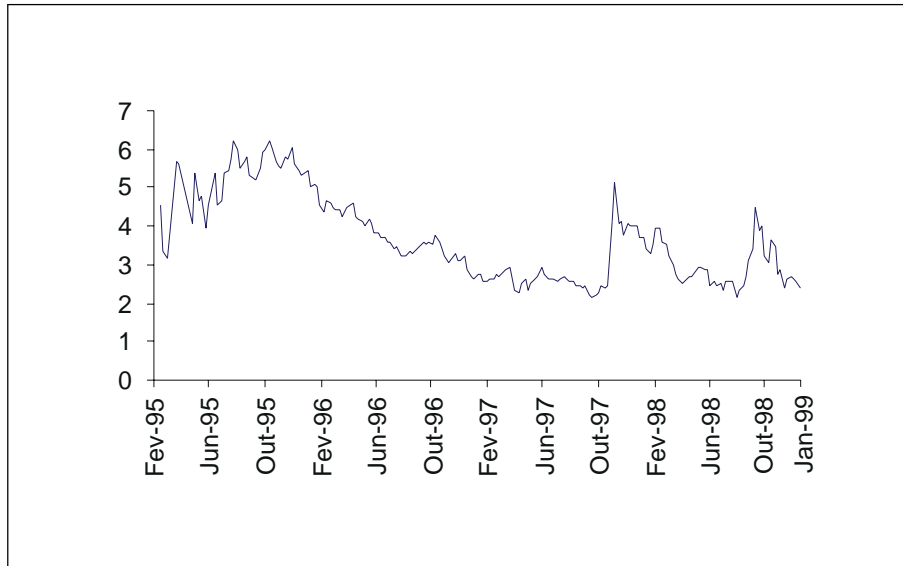


GRÁFICO 3.43

Desvalorização efetiva em $(t + 90) - t$ – fev. 1995/jan. 1999
(Em % no período)

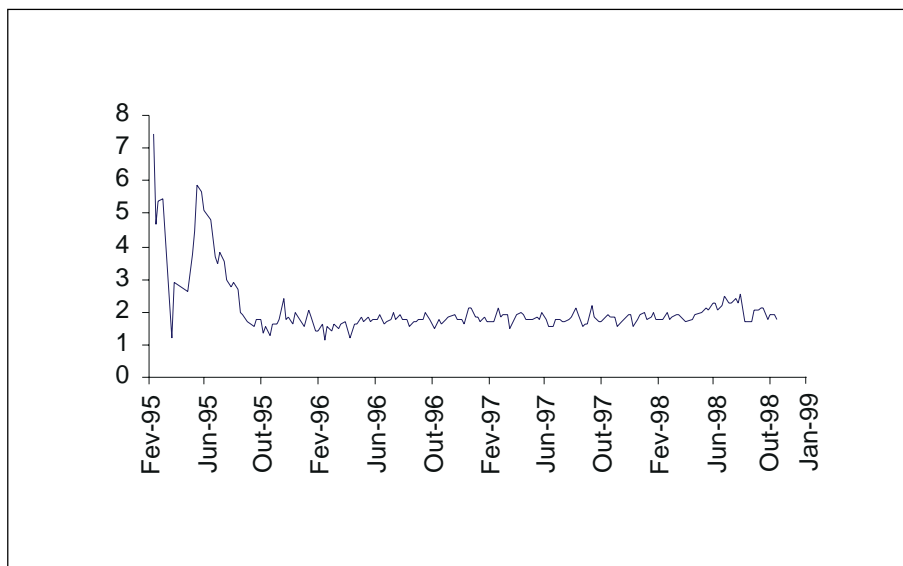


GRÁFICO 3.44

Cupom ex-post: swaps 90 dias – fev. 1995/out. 1998
(Retorno no período)

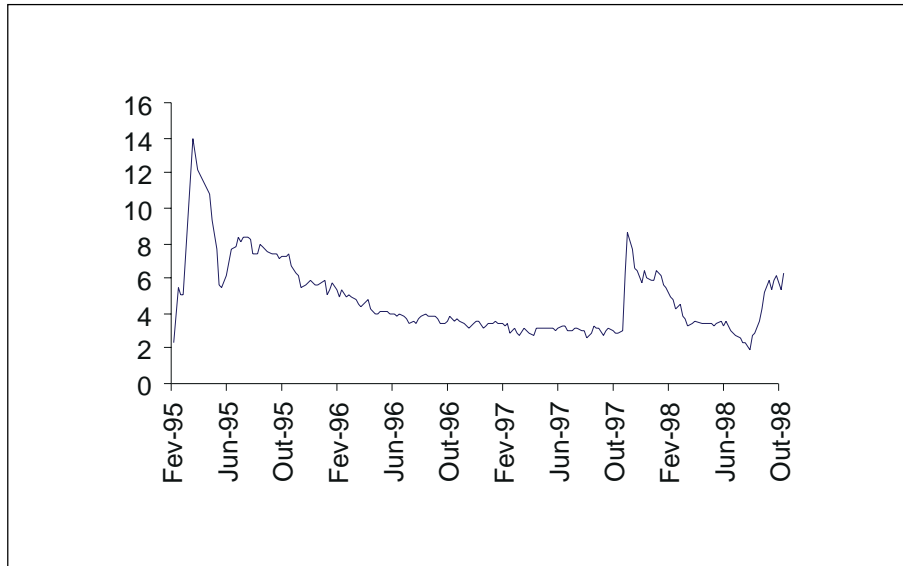


GRÁFICO 3.45

Retorno coberto ex-ante: swaps 90 dias – fev. 1995/jan. 1999
(Retorno no período)

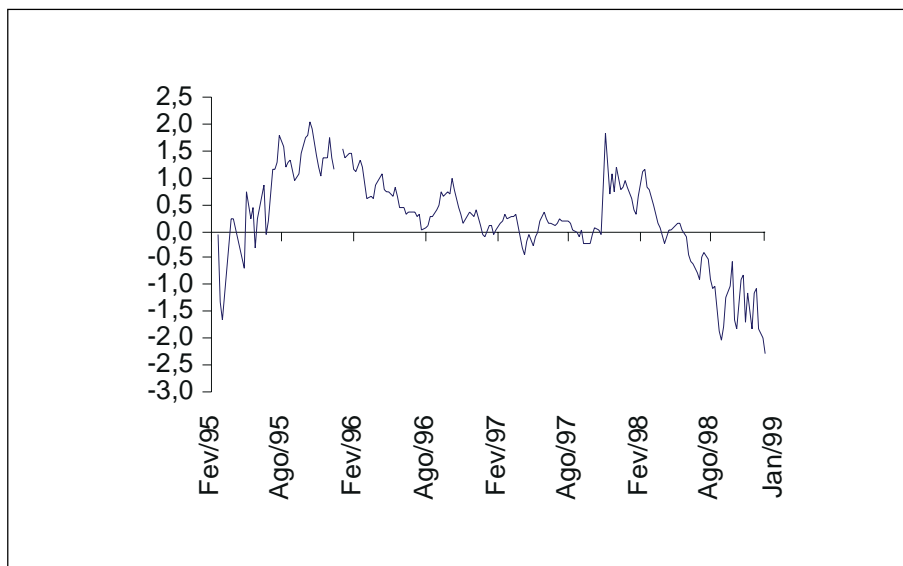


GRÁFICO 3.46

Câmbio sintético (swaps 90 dias) x *spot* – jan. 1995/jan. 1999
(Dados semanais)

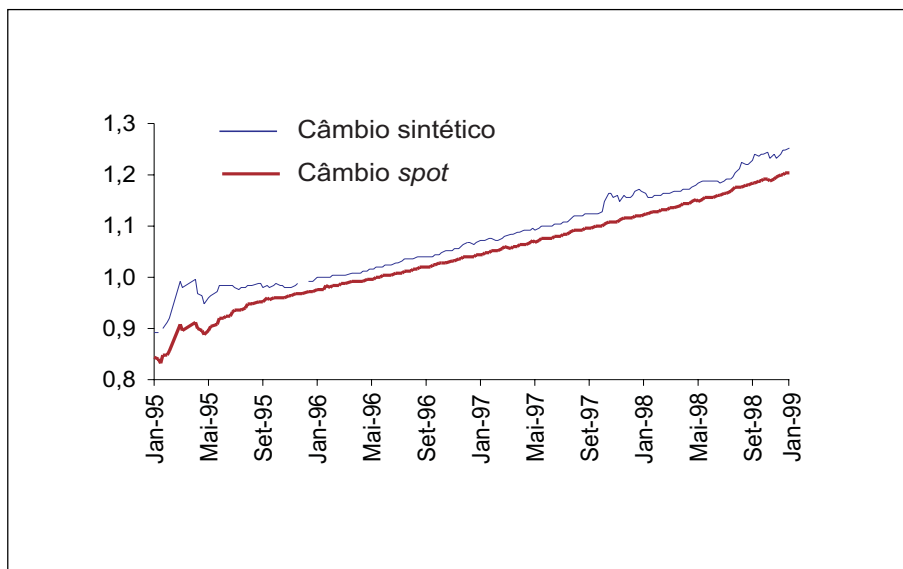


GRÁFICO 3.47

Retorno ex-post: swaps 90 dias – fev. 1995/out. 1998
(Retorno no período)

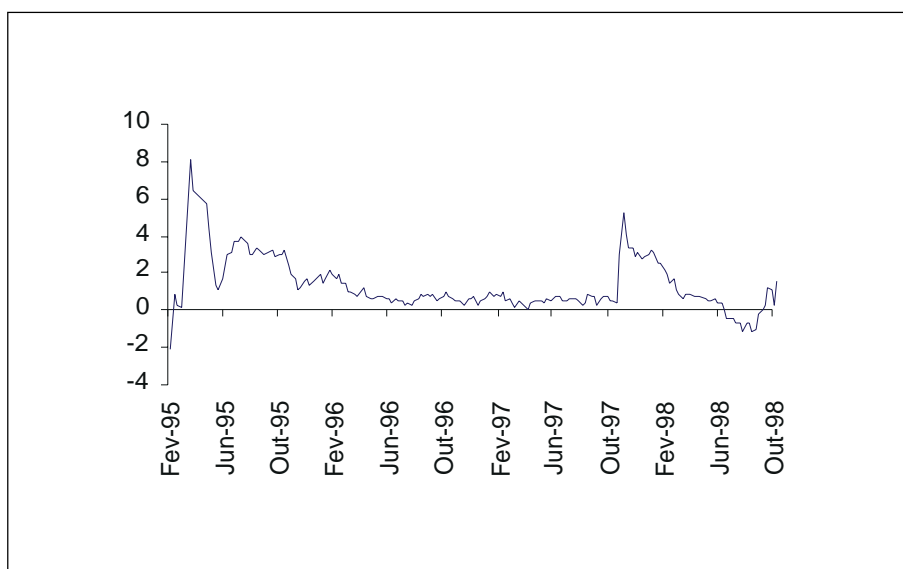


GRÁFICO 3.48

PCJ e retorno *ex-post* – fev. 1995/jan. 1999
(Retorno no período)

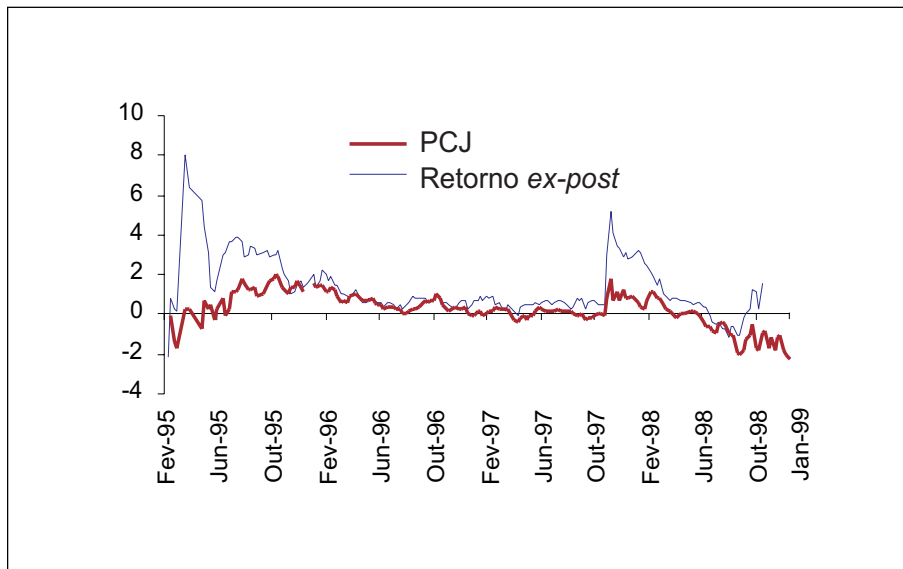


GRÁFICO 3.49

Retorno coberto *ex-ante*: swaps 180 dias – jul. 1996/jan. 1999
(Retorno no período)

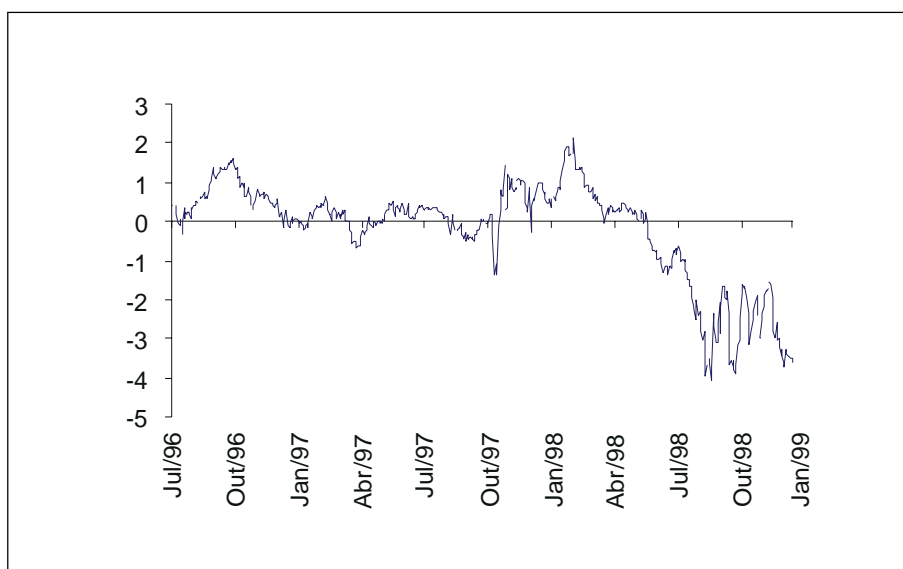


GRÁFICO 3.50

**Câmbio sintético (swap 180 dias) x *spot* – jul. 1996/jan. 1999
(Dados diários)**

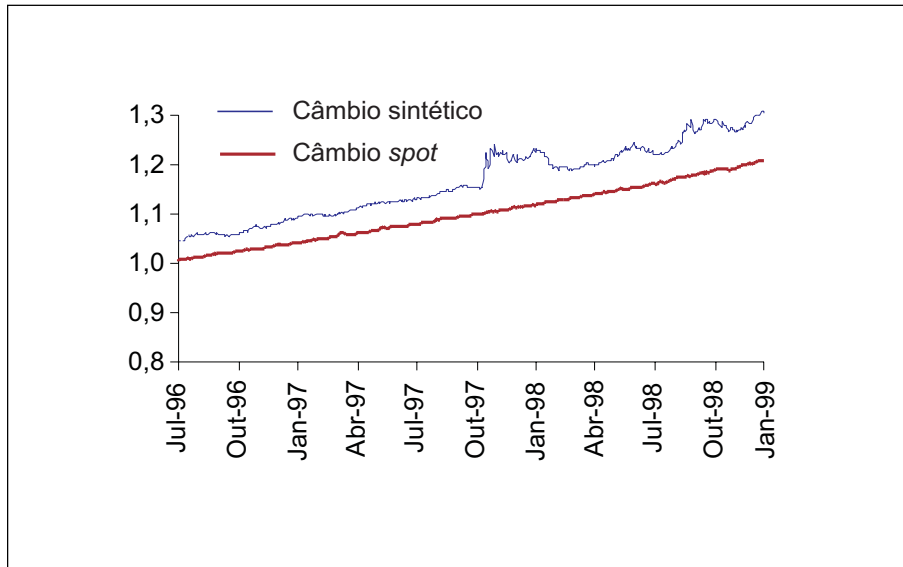


GRÁFICO 3.51

**Swap pré-DI (180 dias) – jul. 1996/jan. 1999
(Em % ao ano)**

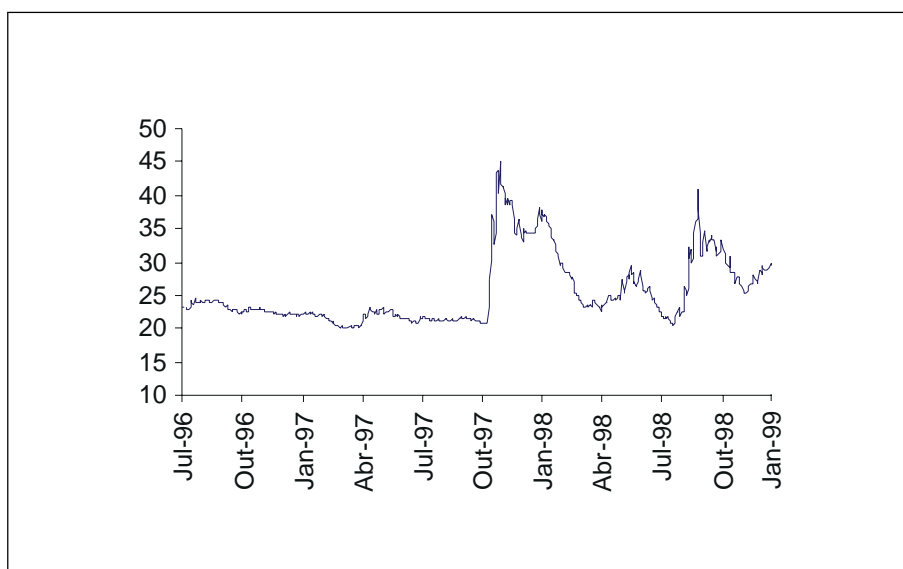


GRÁFICO 3.52

Swap dólar-DI (180 dias) – jul. 1996/jan. 1999
(Em % ao ano)

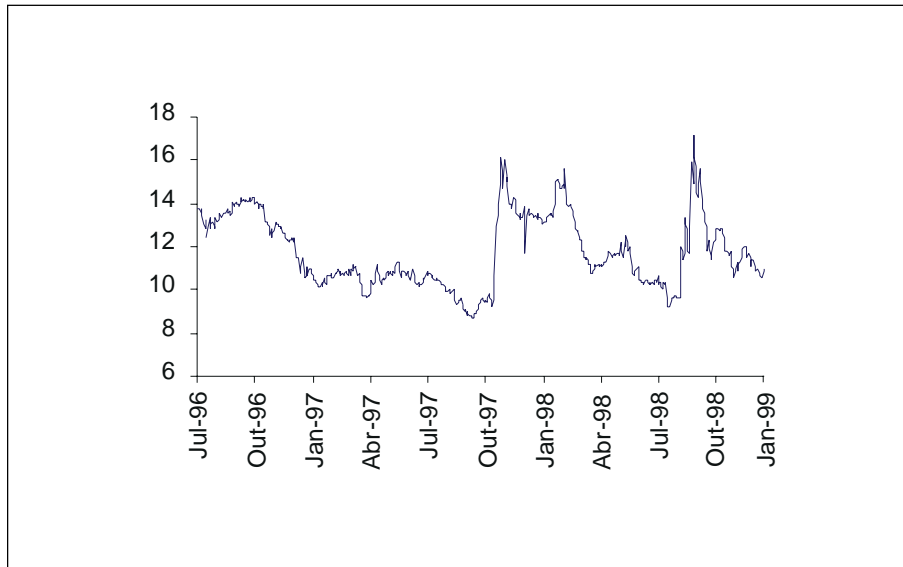


GRÁFICO 3.53

Libor de seis meses – jan. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

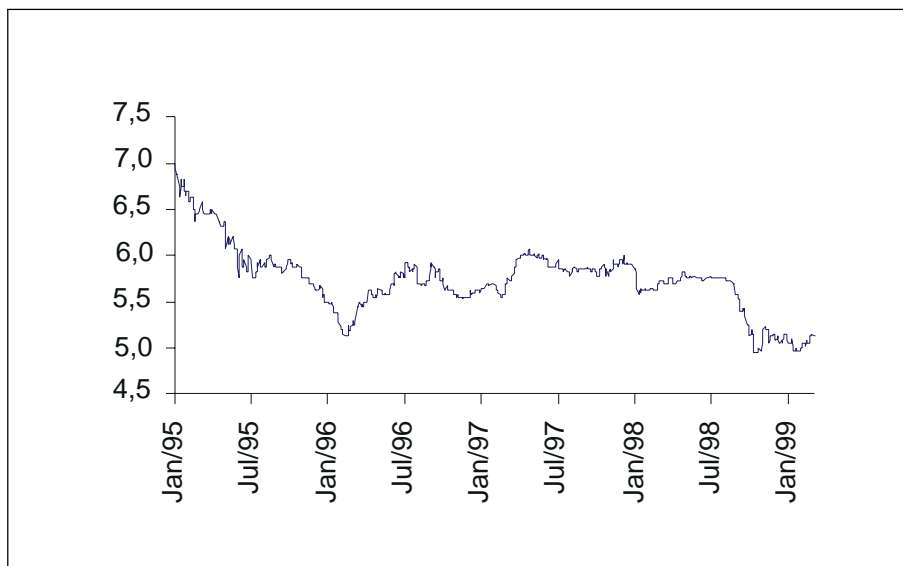


GRÁFICO 3.54

**Retorno coberto ex-ante: swaps 180 dias – jul. 1996/dez. 1998
(Retorno no período)**

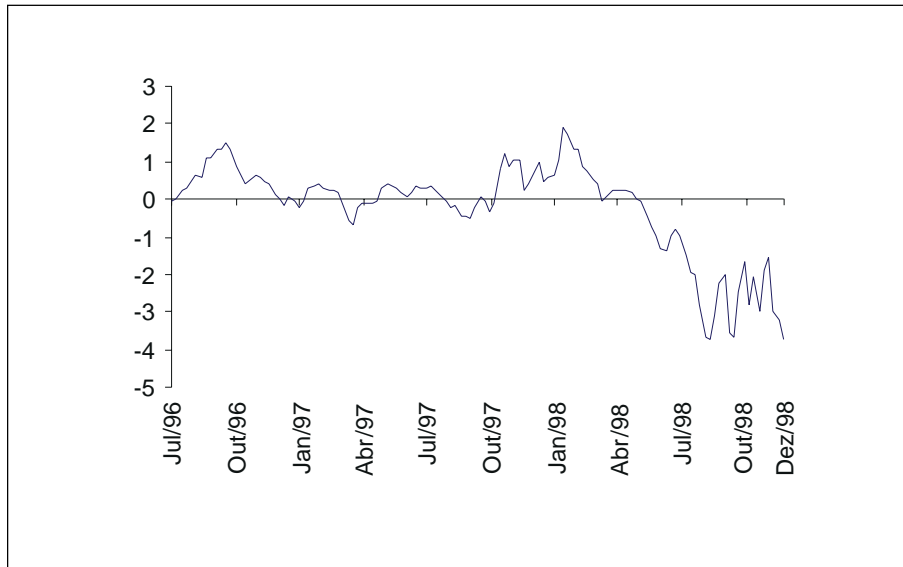


GRÁFICO 3.55

**Câmbio sintético (swap 180 dias) x spot – jul. 1996/dez. 1998
(Dados semanais)**

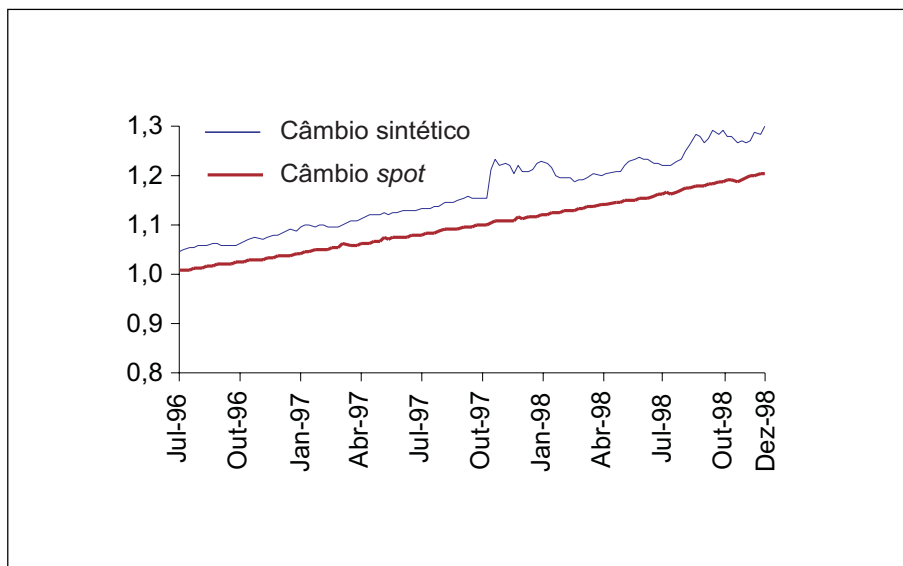


GRÁFICO 3.56

Swap pré-DI (180 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

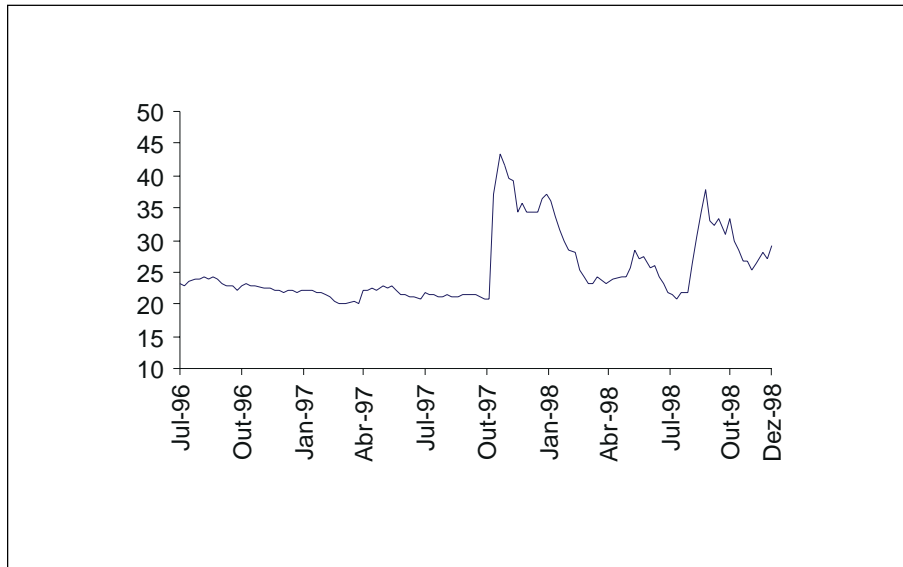


GRÁFICO 3.57

Swap dólar-DI (180 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

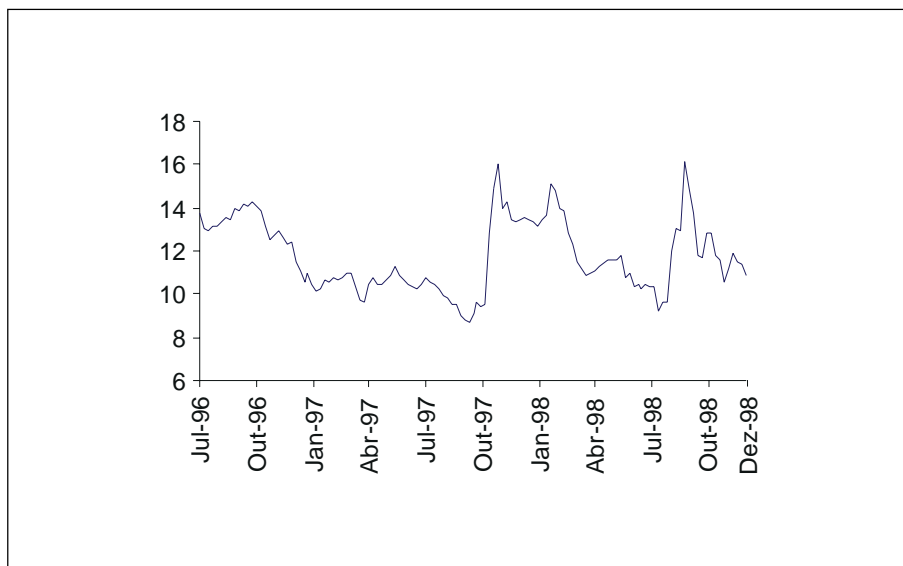


GRÁFICO 3.58

Câmbio sintético (swap 360 dias) x spot – jul. 1996/dez. 1998
(Dados diários)

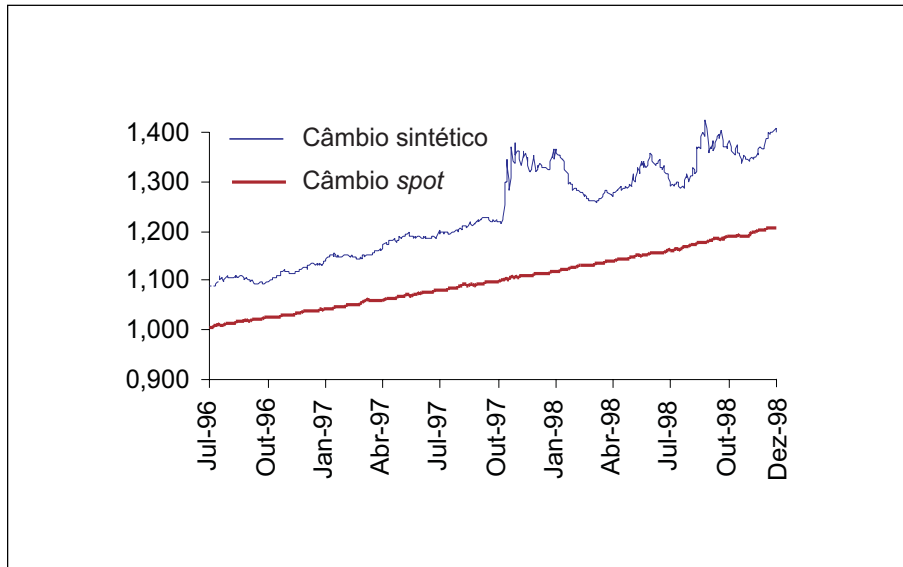


GRÁFICO 3.59

EMBI – jan. 1995/jan. 1999
(Em pontos-base)

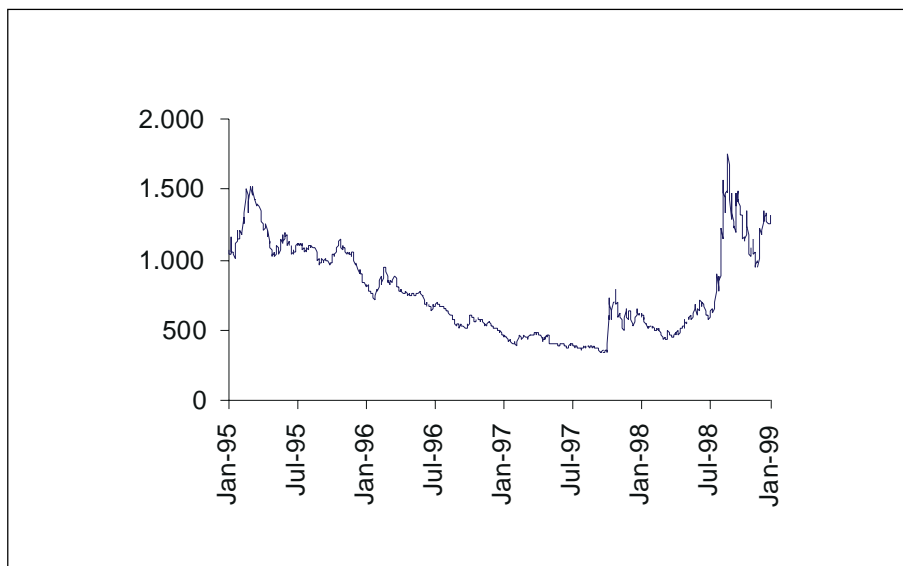


GRÁFICO 3.60

Swap pré-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

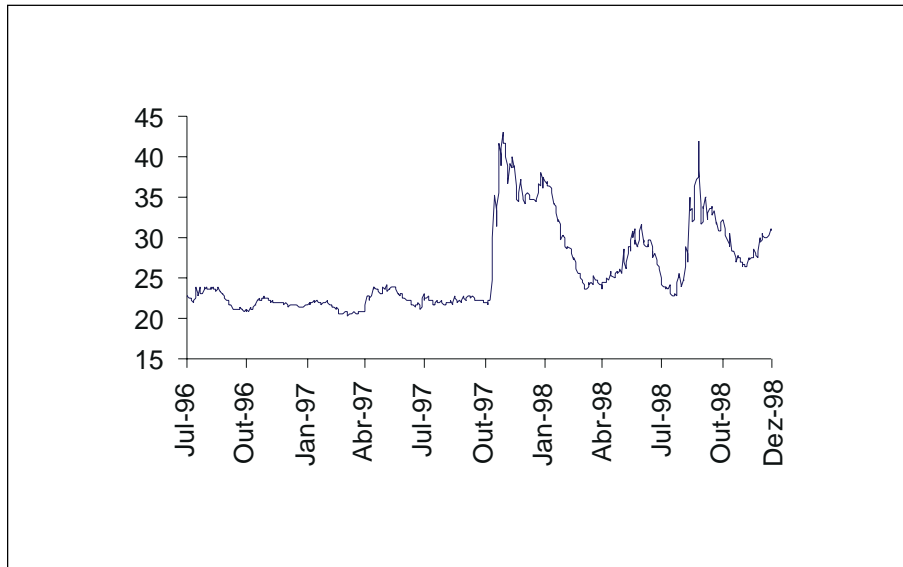


GRÁFICO 3.61

Swap dólar-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

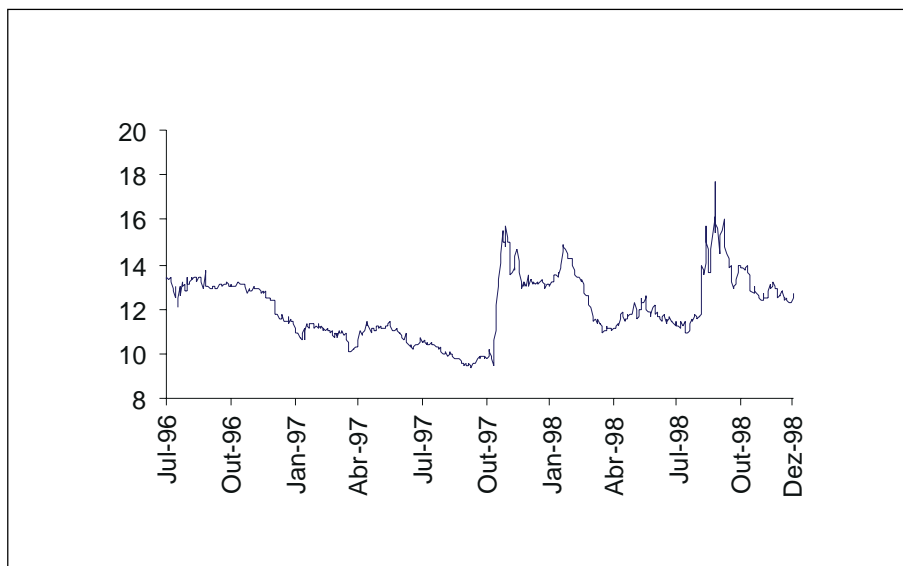


GRÁFICO 3.62

Retorno coberto ex-ante: swaps 360 dias – jul. 1996/dez. 1998
(Em % no período)

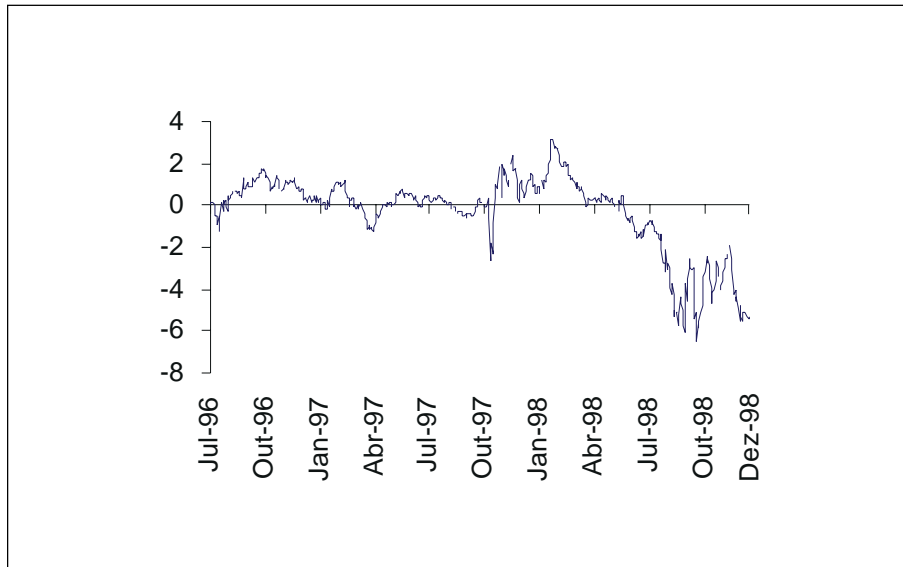


GRÁFICO 3.63

Libor de um ano – jan. 1995/jan. 1999
(Em % ao ano)

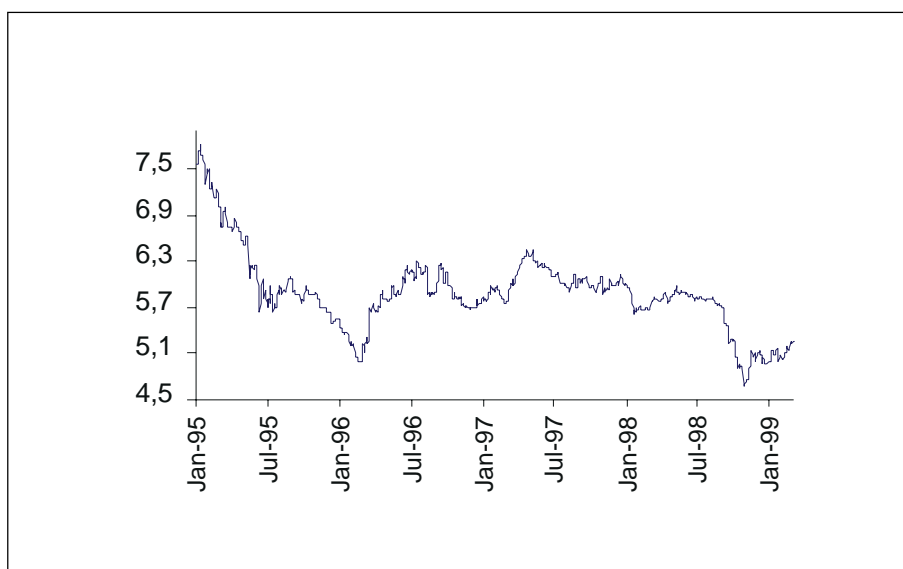


GRÁFICO 3.64

Swap pré-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

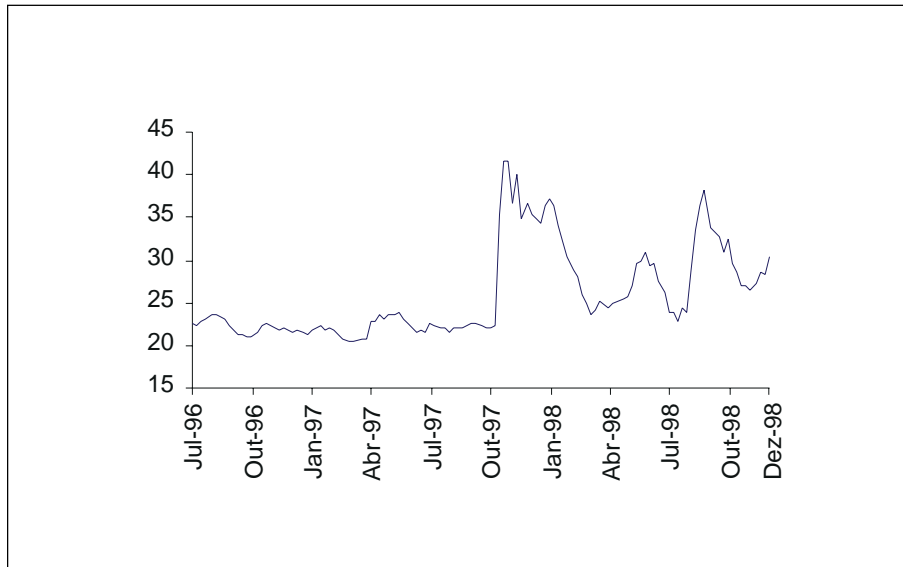


GRÁFICO 3.65

Swap dólar-DI (360 dias) – jul. 1996/dez. 1998
(Em % ao ano)

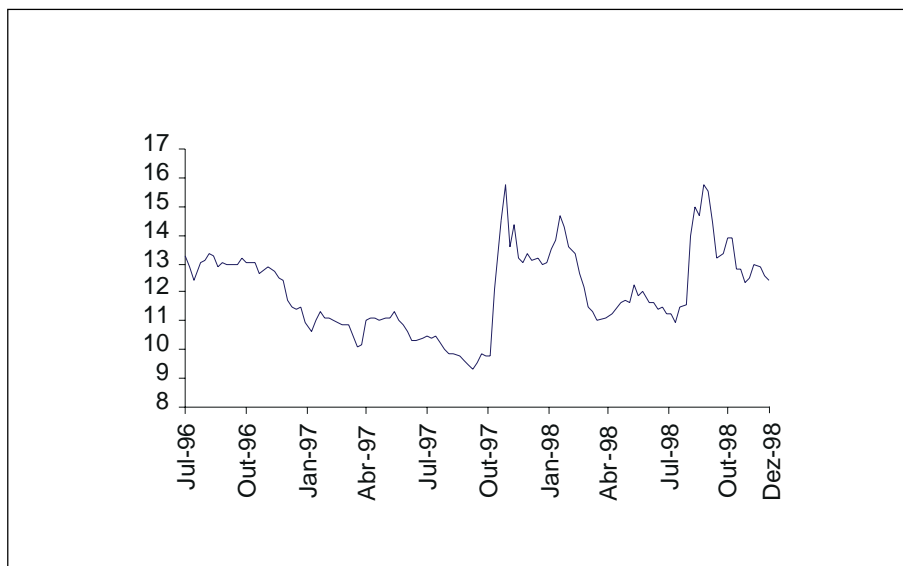


GRÁFICO 3.66

Retorno coberto ex-ante: swaps 360 dias – fev. 1995/jan. 1999
(Em % no período)

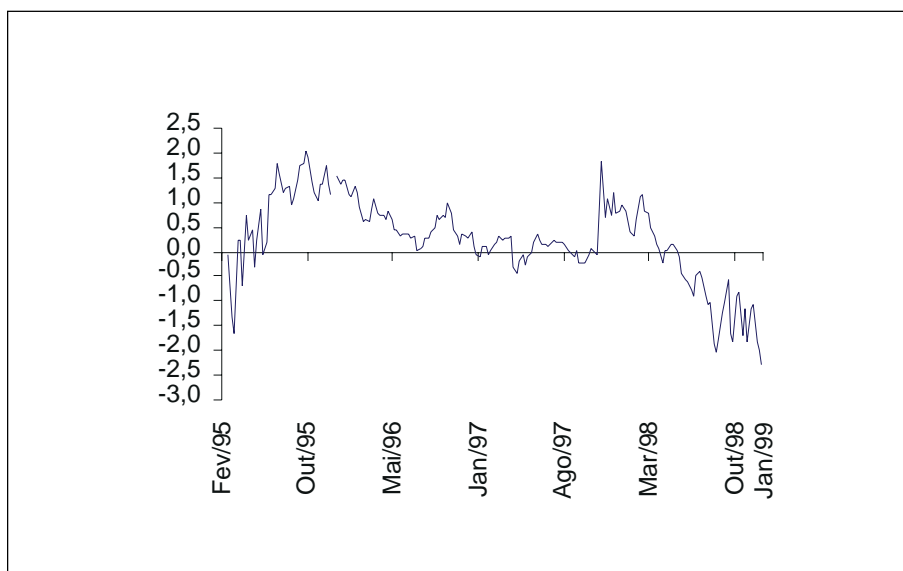


GRÁFICO 3.67

Câmbio sintético (swap 360 dias) x spot – jul. 1996/dez. 1998
(Dados semanais)

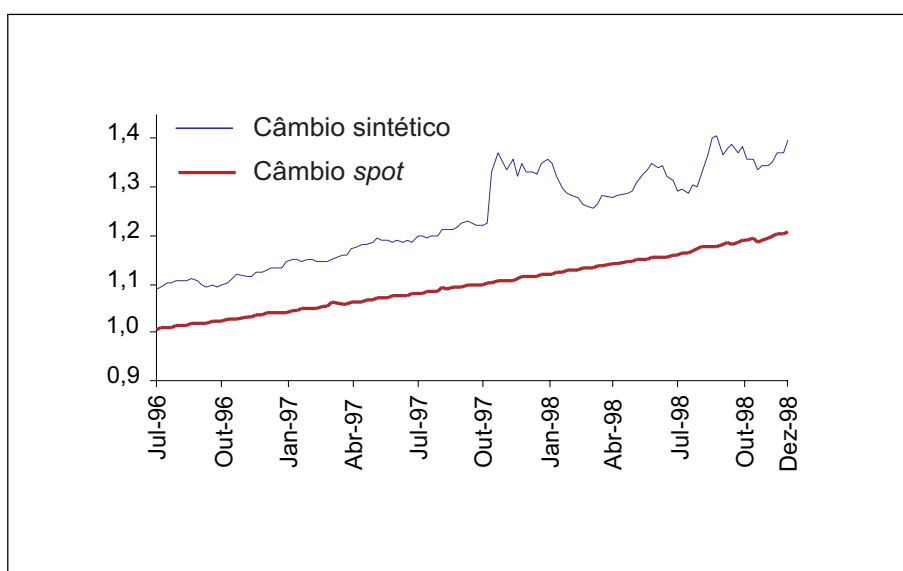


GRÁFICO 3.68

Câmbio contratado – jan. 1990/jan. 1999
(Em US\$ milhões)

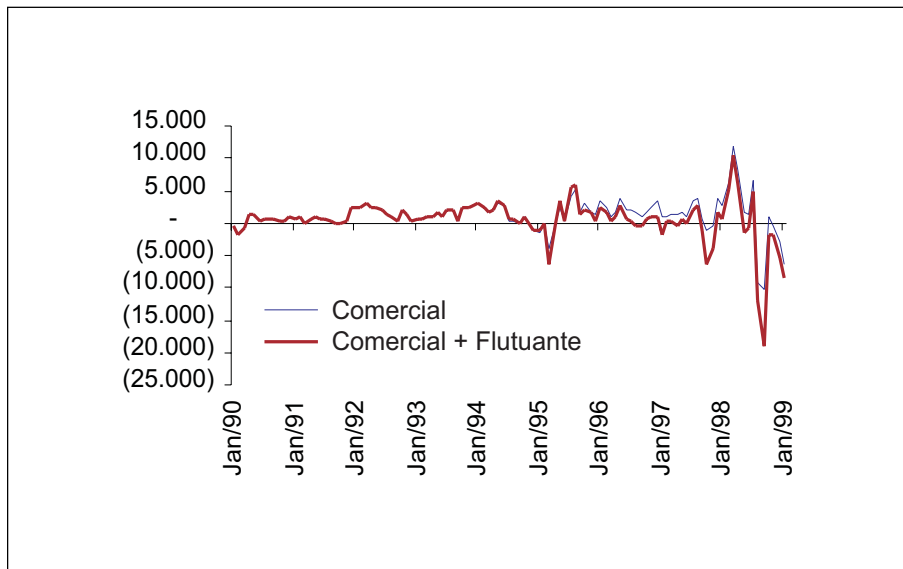


GRÁFICO 3.69

Δ Reservas x câmbio contratado – jan. 1992/jan. 1999
(Em US\$ milhões)

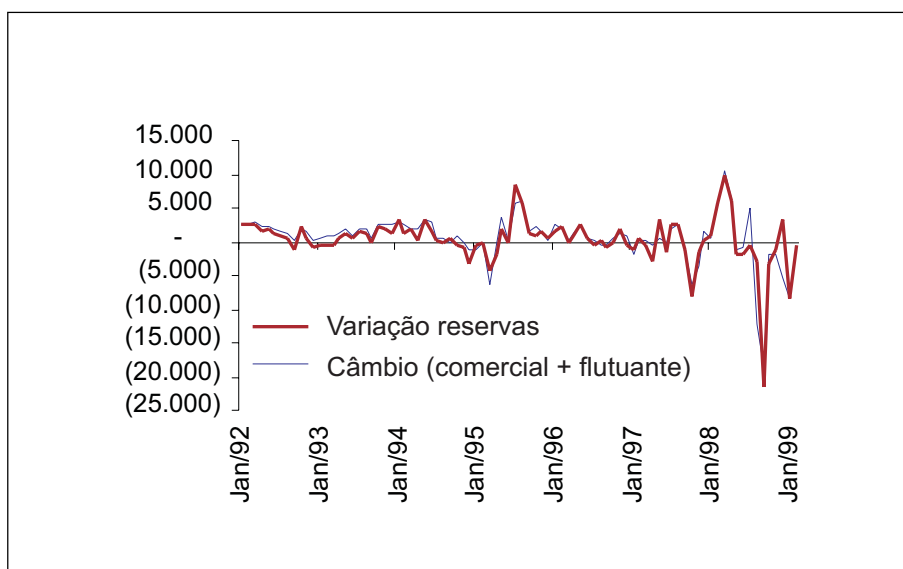


GRÁFICO 3.70

***Spread* flutuante/comercial – jan. 1991/jan. 1999**
(Em %)

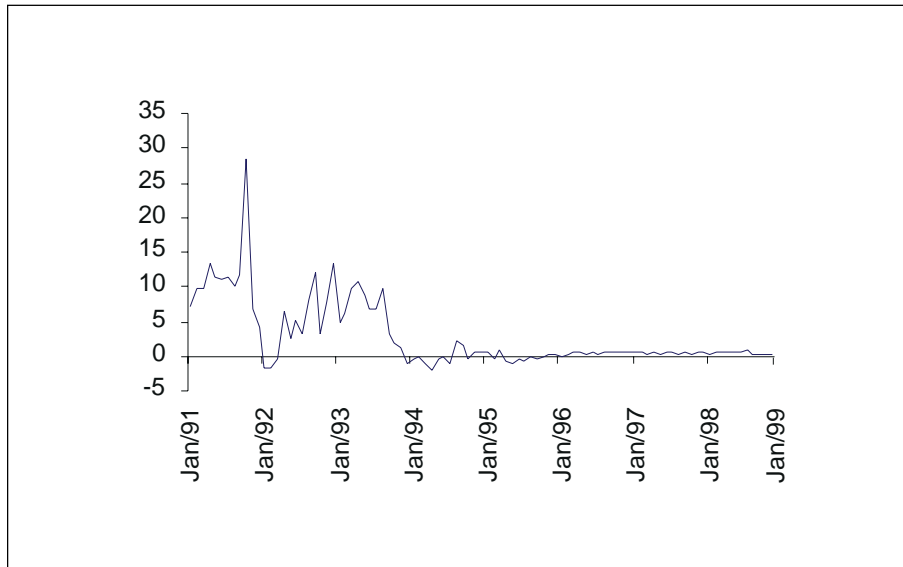
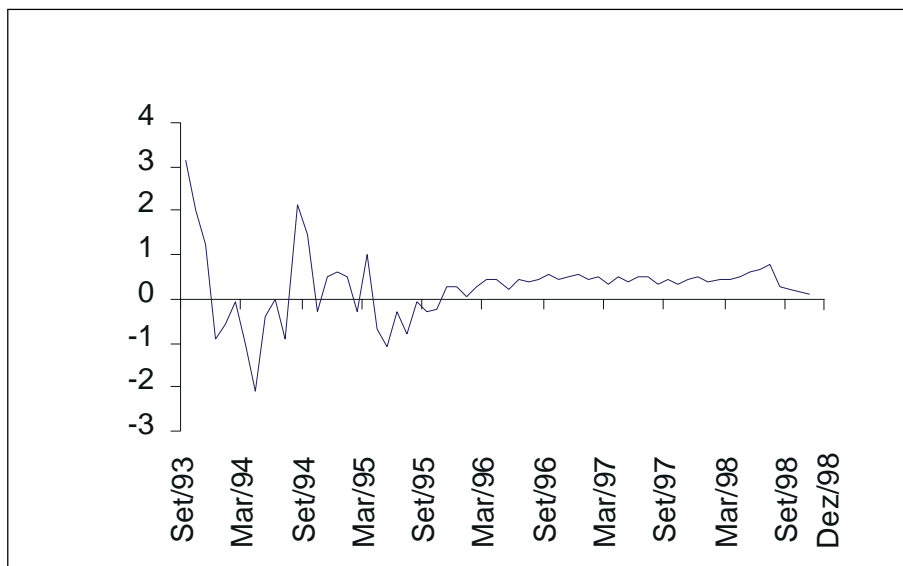


GRÁFICO 3.71

***Spread* flutuante/comercial – set. 1993/dez. 1998**
(Em %)



3.2. Análise univariada dos dados

Como ponto inicial para a análise empírica, vamos testar a ordem de integração das variáveis a serem utilizadas no trabalho. Todas as variáveis estão expressas no logaritmo. As séries são:

- *dados mensais*: dólar *spot* e dólar futuro de um mês e três meses, taxa de juros interna de um mês e três meses (DIs), a partir de janeiro de 1987; para os dados de um mês utilizamos a taxa Selic até junho de 1991 e, desde então, as taxas obtidas a partir dos contratos de DI; a série da taxa de juros de três meses é construída com a taxa Selic capitalizada até junho de 1994 e, desde então, com as taxas obtidas a partir dos contratos de DI; as taxas de juros externa são as Libor de um mês e três meses, somadas ao prêmio Brasil (EMBI); essas séries são coletadas para o período janeiro de 1992/dezembro de 1998; e
- *dados diários e semanais*: dólar à vista e dólar futuro sintético; taxa de juros interna de 90, 180 e 360 dias (*swap* pré da BMF); taxa de juros externa de 90, 180 e 360 dias (Libor somada ao risco-país); essas séries são coletadas para o período fevereiro de 1995/dezembro de 1998 (90 dias) e junho de 1996/dezembro de 1998 (180 e 360 dias), na forma diária e semanal (toda sexta-feira).

Começamos com o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para testar a hipótese nula de uma raiz unitária nas séries. Prosseguimos de acordo com a metodologia sugerida por Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivero (1990), que consiste em utilizar o modelo menos restritivo como ponto de partida para os testes de raiz unitária, de modo que é possível um tratamento cuidadoso para testar a significância de uma tendência linear e/ou de uma constante nas equações ADFs. O teste ADF consiste em estimar as seguintes equações:

$$\Delta y_t = \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (41)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (42)$$

e:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (43)$$

A primeira equação é um *random-walk* puro, a segunda contém um intercepto e a terceira um intercepto e uma tendência linear. O parâmetro de interesse é γ : testa-se a hipótese nula de $\gamma = 0$ para verificar a existência de uma raiz unitária. O valor da estatística t é comparado aos valores críticos, que não seguem uma distribuição t de Student, para verificar a rejeição ou não da hipótese nula. Contudo, os valores críticos variam com a inclusão dos elementos deterministas nas equações (42) e (43), de modo que a presença indevida de um desses elementos é um problema tão sério quanto sua exclusão.

É conhecido o fato de que os testes ADFs têm baixo poder, isto é, estão sujeitos a aceitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária erroneamente. A presença espúria dos componentes deterministas pode trazer problemas graves. Por exemplo, Campbell e Perron (1991) mostram que: a) se a regressão estimada incluir variáveis deterministas que não estão no processo gerador de dados, o poder do teste de raiz unitária contra a alternativa de estacionariedade decresce conforme novos componentes deterministas são incluídos; e b) por outro lado, se a regressão estimada omitir uma tendência determinista presente no processo gerador de dados, o poder do teste t tende a zero conforme o tamanho da amostra cresce. Se a regressão omitir uma variável determinista sem tendência (uma constante ou uma mudança de média), a estatística t é consistente, mas o poder do teste em uma amostra finita é afetado, decrescendo conforme a magnitude do termo determinista aumenta. Apenas citamos duas das importantes evidências mostradas por Campbell e Perron para concluir que a implicação direta de erros de especificação dos componentes deterministas pode levar à não rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária, contra uma alternativa verdadeira de estacionariedade, devido ao baixo poder do teste.

Além disso, a análise das séries econômicas brasileiras requer cuidados adicionais em função das várias intervenções desde meados da década de 80. Se o problema de baixo poder do teste ADF ocorre em séries “normais”, ele é acentuado no caso de quebras na série Perron (1989) mostra que uma mudança no nível da série, ou mesmo um evento que provoque mudança no coeficiente angular de uma tendência determinista podem viesar fortemente o teste, no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária quando a série é tendência-estacionária. Isso ocorre porque uma quebra que provoque mudança do intercepto ou da inclinação de uma tendência determinista causa uma aparência espúria de não reversão à média.

Perron desenvolve testes consistentes na presença de quebras de série e testa a presença de raiz unitária nas séries estudadas por Nelson e

Plosser (1982), que concluíram que a maior parte das séries econômicas é caracterizada pela presença de uma raiz unitária. A conclusão de Perron é oposta. Ao analisar as mesmas séries, após uma adaptação dos testes ADFs que leva em conta eventuais quebras das séries, no caso em função das crises de 1929 (que provoca uma mudança no intercepto da tendência determinista) e do petróleo em 1973 (que provoca uma diminuição da inclinação da tendência determinista), Perron encontra forte evidência de que as séries analisadas por Nelson e Plosser são de fato estacionárias. Isso ocorre mesmo levando em conta que os valores críticos para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária são maiores quando há uma quebra na série.

A adaptação dos testes ADFs no caso da presença de quebra na série é relativamente simples. Perron considera três modelos possíveis (A, B e C), dependendo da hipótese a ser testada.

Hipótese nula:

$$A) y_t = \mu + DP_t + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$B) y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t$$

$$C) y_t = \mu_1 + y_{t-1} + DP_t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t$$

onde:

$$DP_t = 1 \text{ se } t = T_B + 1 \text{ e } DP_t = 0 \text{ se } t \neq T_B + 1 \text{ (pulse dummy)}$$

$$DL_t = 1 \text{ se } t > T_B + 1 \text{ e } DL_t = 0 \text{ se } t \leq T_B + 1 \text{ (level dummy)}$$

$$A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t$$

sendo $v_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$.

Hipótese alternativa:

$$A) y_t = \mu + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + \varepsilon_t$$

$$B) y_t = \mu_1 + \beta t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$C) y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DL_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t$$

onde:

$$DT_t^* = t - T_B \text{ se } t > T_B \text{ e } DT_t^* = 0 \text{ se } t \leq T_B$$

$$DT_t = t \text{ se } t > T_B \text{ e } DT_t = 0 \text{ se } t \leq T_B$$

T_B representa a data em que ocorre a quebra na série. No modelo A, a hipótese nula de uma raiz unitária é caracterizada pela presença de uma *pulse dummy*, que provoca uma mudança permanente na média da série a partir do momento T_B . A hipótese alternativa representa uma mudança no intercepto da tendência determinista, a partir de uma *level dummy*. Esse modelo é utilizado para testar a hipótese de raiz unitária quando há uma quebra no nível da série. No caso de Perron, ele é utilizado para modelar o impacto da crise de 1929 no nível das séries estudadas. No modelo B, a hipótese estudada é a de uma mudança da taxa de crescimento. Na hipótese nula, o modelo é caracterizado por uma raiz unitária e por uma *level dummy* que provoca uma mudança no *drift* do *random-walk*, que passa de μ_1 antes do choque para $\mu_2 - \mu_1$ após o choque. A hipótese alternativa é de uma mudança na inclinação da tendência determinista após o choque, representada pela *dummy* DT_t^* . O modelo C permite que ambas as mudanças ocorram simultaneamente: no caso da hipótese nula, uma mudança do nível em função da *pulse dummy* e do *drift* em função da *level dummy* e, no caso da hipótese alternativa, uma mudança do intercepto da tendência e uma mudança da inclinação da tendência.

Por outro lado, Perron, Cati e Garcia (1995) documentam o problema oposto. Se o processo gerador de dados de uma série contiver uma raiz unitária, a presença de *inliers* pode viesar o teste no sentido de rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária em favor de estacionariedade. Ao analisarem os dados de inflação e taxa de juros nominal no Brasil, os autores mostram que a presença de vários planos de estabilização com forte impacto nas séries causa uma aparência espúria de reversão à média, ao trazer a inflação e os juros para um nível baixo por um curto espaço de tempo. Mesmo retornando ao comportamento não-estacionário anterior, a série adquire uma aparência de estar retornando à média, comprometendo os testes, que falham em detectar a presença de uma raiz unitária.

O estudo demonstra que as séries de inflação e taxa de juros nominal no Brasil não são estacionárias quando os testes ADFs são adaptados para refletir a presença dos *inliers* provocados pelos vários planos de estabilização a partir de 1986. As séries analisadas não incluem o período após a vigência do Plano Real. As adaptações sugeridas pelos autores aos testes ADFs são as seguintes:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t$$

onde: j refere-se ao plano j ; $DA(j)_t = 1$ para o primeiro mês do plano j e $DA(j)_t = 0$ para o resto da série (*pulse dummy*); $DB(j)_t = 1$ para o primeiro

mês depois do fim do plano j e $DB(j)_t = 0$ para o resto da série (*pulse dummy*); e $D(j)_t = 1$ durante a vigência do plano j e $D(j)_t = 0$ para o resto da série (*level dummy*).

O papel das *dummies* é o seguinte: as $DA(j)_t$ e $DB(j)_t$ para remover a influência dos planos sob a hipótese nula de raiz unitária e as $D(j)_t$ para remover a influência dos planos sob a hipótese alternativa de estacionariedade. Os autores notam que: “with a unit root or an explosive process, $DA(j)_t$ acts as a one-time blip that becomes a permanent decrease in level (the beginning of the plan). The dummy $DB(j)_t$ also acts as a one-time blip that becomes permanent thereby marking the end of the plan. When the series is stationary, $D(j)_t$ acts as a temporary level shift that marks the occurrence of the plan”. Eles mostram que a distribuição assintótica dos testes de raiz unitária não são alteradas pelas modificações sob a hipótese nula, desde que os planos tenham duração fixa conforme a amostra cresça, fato que se aplica aos planos listados na Tabela 3.1, exceto o Plano Real. Além disso, para que haja uma aproximação razoável das distribuições assintóticas nas amostras finitas é necessário que os choques (planos de estabilização) tenham curta duração.

A seguir reproduzimos a tabela dos planos econômicos seguida pelos autores (Tabela 3.1) – com exceção do Plano Cruzado, dado que nossas séries de juros e câmbio à vista começam em 1987. Na análise da ordem de integração da taxa de câmbio e da taxa nominal de juros doméstica, utilizaremos esses intervalos de tempo como relevantes para a construção das variáveis *dummy*. Assim, tentaremos caracterizar as quebras de série ocorridas no período para nossos testes de raiz unitária das séries brasileiras. Conforme descrevemos, tal situação aplicar-se-á apenas às séries mensais, com origem em 1987. As séries diárias e semanais utilizadas para verificar a PCJ e a PDJ começam em 1995, não apresentando, portanto, esses problemas.

TABELA 3.1
Planos econômicos brasileiros a partir de 1987

PLANOS	PERÍODO	DURAÇÃO (meses)	QUEDA DA INFLAÇÃO
Bresser	Jul. 1987/Set. 1987	3	14,03 (97,7%)
Verão	Fev. 1989/Abr. 1989	3	16,75 (78,1%)
Collor 1	Mar. 1990/Maio 1990	3	75,17 (95,8%)
Collor 2	Fev. 1991/Jun. 1991	5	9,53 (46,2%)
Real	Jul. 1994 até hoje	54	—

Fonte: Perron, Cati e Garcia (1995) — menos o Plano Real.

3.2.1. Análise univariada das séries mensais

Primeiramente, testaremos a ordem de integração das séries para a amostra toda, de janeiro de 1987 a dezembro de 1998 para a taxa de câmbio nominal e a taxa de juros doméstica. Em especial, é importante detalhar bem os testes para essas duas variáveis. Em função dos planos econômicos, a princípio podemos encontrar que a taxa de juros e a taxa de desvalorização do câmbio (que segue uma regra de paridade do poder de compra entre 1992 e junho de 1994) são estacionárias, o que não é intuitivo na análise visual dos dados, caracterizada por um comportamento explosivo. Assim, analisamos em detalhes ambas as séries. Além disso, também avaliamos a série do prêmio futuro. Primeiro analisamos as três séries sem nenhuma das adaptações mencionadas acima no que se refere à inclusão de variáveis *dummy*. O resultado indica a rejeição da hipótese nula em favor de estacionariedade para a taxa de desvalorização cambial e a taxa de juros interna, em linha com os resultados de Perron, Cati e Garcia (1995),³⁸ mesmo incluindo no intervalo amostral o período após o Plano Real. O prêmio futuro parece ter uma raiz unitária. Os *inliers* anteriores ao Plano parecem ser mais fortes em viesar os testes ADFs, no sentido de rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária para os casos da desvalorização cambial e da taxa de juros, do que a mudança de nível permanente obtida após o Plano, que tenderia a viesar o resultado no sentido da aceitação da hipótese nula.

Para confirmar isso, dividimos a amostra em duas, de janeiro de 1987 a junho de 1994 e de julho de 1994 a dezembro de 1998 (Tabela 3.2). Nos dois intervalos permanece a evidência em favor da estacionariedade para ambas as séries. No período amostral anterior ao Plano Real, os testes novamente confirmam o resultado de Perron, Cati e Garcia de estacionariedade para ambas as séries. Os efeitos dos *inliers* em indicar uma reversão à média espúria são de fato fortes. Como seria de esperar, a evidência em favor da estacionariedade é muito mais forte no período posterior ao Plano, aí sim um resultado intuitivo. O prêmio futuro não é estacionário para o período anterior ao Plano, após o qual a hipótese nula é fortemente rejeitada.

Na Tabela 3.3 testamos a hipótese nula de uma raiz unitária para as duas séries incluindo as variáveis *dummy* relativas aos planos econômicos anteriores ao Plano Real (*inliers*) e o Plano Real, que representa uma mudança permanente no nível da série. Consideramos apenas dois intervalos amostrais: o período anterior ao Plano Real e a seguir a série completa (de 1987 a 1998), dado que para o período posterior a estacionariedade ficou claramente estabelecida acima. Os resultados agora indicam não-estacio-

TABELA 3.2

Testes ADFs de raiz unitária

	PERÍODO	K	$t(\gamma_{CT})$	$t(\gamma_C)$	$t(\gamma)$	ϕ_3	ϕ_2	ϕ_1
Desvalorização cambial	01/87-12/98	2	-3,97**	-3,08**	—	7,94**	—	4,77**
i (DI um mês)	01/87-12/98	1	-3,64**	-3,00**	—	6,66**	—	4,54*
$f - s$ (prêmio futuro)	01/88-12/98	3	-2,23	-0,73	-0,10	3,40		0,39
Desvalorização cambial	01/87-06/94	3	-3,78**	-3,09**	—	7,40**	—	4,80**
i (DI um mês)	01/87-06/94	3	-3,48**	-2,85	-0,60	6,11*	—	4,18*
$f - s$ (prêmio futuro)	01/88-06/94	5	-0,74	0,17	1,72	0,26	—	1,52
Desvalorização cambial	07/94-12/98		-47,63***	—	—	—	—	—
i (DI um mês)	07/94-12/98		-53,2***	—	—	—	—	—
$f - s$ (prêmio futuro)	07/94-12/98	4	-49,90***	—	—	—	—	—

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

TABELA 3.3

Testes ADFs de raiz unitária

	PERÍODO	K	$t(\gamma_{CT})$	$t(\gamma_C)$	$t(\gamma)$	ϕ_3	ϕ_2	ϕ_1
Desvalorização cambial	01/87-12/98	4	-1,61	-2,22	2,71	2,69	—	9,68***
i (DI um mês)	01/87-12/98	5	-0,73	-1,57	3,45	2,03	—	10,87***
$f - s$ (prêmio futuro)	01/88-12/98	8	1,08	0,17	—	4,65*	—	5,74*
Desvalorização cambial	01/87-06/94	4	-0,85	-1,45	2,22	1,29	—	5,48**
i (DI um mês)	01/87-06/94	4	0,78	-0,17	3,13	1,16	—	6,14**
$f - s$ (prêmio futuro)	01/88-06/94	8	2,39	0,44	2,25	5,88*	—	2,59

Obs.: Dado o comportamento similar do prêmio futuro em comparação com a taxa de juros doméstica, optamos pela correção com variáveis dummy. Em função da falta de dados na série, partimos de janeiro de 1988. Não incluímos as dummies do Plano Collor 1, dado que não houve cotações para o dólar futuro em março, abril e maio de 1990.

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

nariedade para o período anterior ao Plano Real, confirmando os resultados de Perron, Cati e Garcia, isto é, a modificação dos testes ADFs para levar em conta os efeitos dos vários planos de estabilização fracassados corrige a dificuldade em não rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária. Assim, concluímos que as séries de taxa de juros, desvalorização cambial e prêmio futuro não são estacionárias para o período anterior ao Plano Real. O prêmio futuro na verdade representa uma taxa de juros implícita, de modo que esta também segue um padrão parecido com o da taxa de juros nominal. Assim, não é surpresa encontrar uma raiz unitária. Cabe ressaltar

que, no caso da análise da ordem de integração do prêmio futuro, utilizamos o mesmo método de inclusão de *dummies* usado nas análises da taxa nominal de juros e da primeira diferença das taxas de câmbio *spot* e futura.

Para o período amostral completo, temos um problema adicional. O Plano Real provocou uma mudança permanente no nível das séries. Seguindo Perron (1989), utilizaremos o modelo mais geral para testar: a) a hipótese nula de um choque permanentemente incorporado a um processo não-estacionário (através de uma *pulse dummy*) contra a alternativa de mudança do intercepto da tendência (através de uma *level dummy*); e b) a hipótese nula de mudança no *drift* de um processo não estacionário contra a alternativa de mudança da inclinação da tendência de um processo estacionário. Serão incluídas nas equações mais três variáveis *dummy*, portanto. A equação relevante nesse caso fica sendo:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t] + \gamma_{t-1} + \\ + \omega DL_t + \phi DP_t + \psi DT_t + \sum_{i=1}^k \delta \Delta y_{t-i} + v_t$$

onde $\sum_{j=1}^p [\kappa_j DA(j)_t + \lambda_j DB(j)_t + \phi_j D(j)_t]$ representa as *dummies* dos pla-

nos fracassados e $\omega DL_t + \phi DP_t + \psi DT_t$ as *dummies* do Plano Real. Nesse caso, Perron (1989) apresenta os valores críticos relevantes para testar a hipótese nula de uma raiz unitária na presença de uma quebra de série. Tais valores dependem também do momento da quebra, que em nosso caso é no ano 8 (1994), de um total de 12 anos de amostra, de modo que $\lambda = 8/12 = 0,66 \approx 0,7$. Portanto, o valor crítico a ser considerado é -4,18 para 95% de confiança. Os resultados indicam que não podemos rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária para as três séries quando consideramos o período amostral completo. Mesmo o ajuste para considerar o possível viés no sentido da aceitação da hipótese nula de uma raiz unitária em função da quebra da série decorrente do Plano Real não permite a rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade para a amostra completa. Os testes (não reportados) indicam que a primeira diferença das séries de taxa nominal de juros e desvalorização da taxa de câmbio é estacionária.

A seguir testamos a ordem de integração das outras variáveis relevantes na análise: o dólar futuro, a taxa de juros doméstica denominada em dólares (ou o cupom cambial coberto), a taxa de juros externa, a PCJ, o retorno *ex-post* e a medida de fluxo de capital utilizada no trabalho, o câmbio contratado.

Os testes apresentados (Tabelas 3.4 e 3.5) indicam o seguinte: o nível e a primeira diferença da taxa de câmbio nominal *spot* e da taxa de câmbio futura não são estacionários. Note-se que a primeira diferença da taxa de câmbio futura aproxima-se mais da estacionariedade que a primeira diferença da taxa de câmbio *spot* (quando incluídas em ambas o ajuste das *dummies*), talvez em função de falhas na série (não houve cotações para o período de três meses após o plano Collor 1), o que nos impediu de usar as *dummies* referentes ao Plano Collor 1, reforçando a discutida aparência espúria de reversão à média. Mesmo assim, dado o comportamento similar ao do câmbio *spot*, perceptível nos Gráficos 3.3 e 3.4, parece-nos intuitivo aceitar o resultado de que a primeira diferença da taxa de câmbio futura não é estacionária.

Além disso, as evidências indicam que o prêmio futuro (log do câmbio *spot* menos log do câmbio à vista) e a taxa de juro externa (Libor + EMBI) contêm uma raiz unitária no período amostral completo. A taxa de juros externa parece conter uma raiz unitária em função do comportamento do EMBI, que não é estacionário no período analisado, dado que a taxa Libor é estacionária. Mesmo assim, os testes rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 10%. Um período amostral mais longo possivelmente nos permitiria concluir pela estacionariedade, uma vez que o EMBI tenderia a adquirir um padrão de reversão a um prêmio de equilíbrio de longo prazo.

Por outro lado, temos que o cupom cambial coberto é estacionário. Essa é a taxa de juros relevante de comparação com a taxa de juros externa para fins de arbitragem coberta. Se subtrairmos a taxa de juros externa do

TABELA 3.4
Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados mensais
(Prazo de investimento: um mês)

	DÓLAR SPOT (s) (01/87-12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (01/87-12/98)	$i - (f - s)$ (01/88-12/98)	i^* (Libor + EMBI) (01/92-12/98)	PCJ (01/92-12/98)	RETORNO EX-POST (01/92-12-98)	CÂMBIO CONTRATADO (01/92-12/98)
K	4	5	5	3	4	5	3
$t(\gamma_{CT})$	0,11	-0,69	-3,56***	-2,72	—	3,26*	-6,18***
$t(\gamma_C)$	-1,83	-2,69	—	2,74*	-3,38**	-3,04**	—
$t(\gamma)$	-0,65	-1,09	—	0,12	—	2,45**	—
ϕ_3	1,89	3,62	6,38**	3,73	—	5,34	19,13***
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	3,36	4,42	—	3,83	5,75**	4,65*	—

Obs.: $PCJ = i - (f - s) - i^*$; retorno ex-post = $i - (\text{desvalorização efetiva}) - i^*$.

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

TABELA 3.5

**Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados mensais
(Prazo de investimento: um mês)**

	DÓLAR SPOT (s) ^a (01/87-12/98)	DÓLAR FUTURO (f) ^b (01/88-12/98)	DÓLAR FUTURO (f) ^c (01/88-12/98)	(f - s) ^c (01/88-12/98)	i* (Libor + EMBI) (01/92-12/98)
K	4	3	5	8	3
t(γ_{CT})	-1,61	-3,14	-3,28	-6,31***	—
t(γ_C)	-2,22	-1,68	-3,77	—	-4,18***
t(γ)	2,71	-0,92	2,00	—	—
ϕ_3	2,69	5,40	9,98***	24,87***	—
ϕ_2	—	—	—	—	—
ϕ_1	9,68***	1,46	13,63***	—	8,73***

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

^aTrata-se da reprodução dos resultados da Tabela 3.3 (incluindo as correções das dummies).

^bEm função da falta de dados na série, partimos de janeiro de 1988. Testes sem inclusão de nenhuma dummy.

^cEm função da falta de dados na série, partimos de janeiro de 1988. Não incluímos as dummies do Plano Collor 1, dado que não houve cotações para o dólar futuro em março, abril e maio de 1990. O valor crítico para rejeição da hipótese nula tabulado por Perron (1989) é -4,24.

cupom cambial coberto, temos a condição da PCJ, cuja série também é estacionária, gravitando em torno de zero por todo o período. A média da PCJ no período analisado (janeiro de 1992/dezembro de 1998) é de -0,08% para o período de investimento de um mês (ver Tabela 3.6), o que representa a primeira evidência de que a PCJ vigora, isto é, não é possível obter ganhos cobertos por um longo período de tempo. Não basta a PCJ ser estacionária, é também necessário que ela grave em torno de zero, para que não haja oportunidades de arbitragem.³⁹

De fato, pelo gráfico da PCJ (Gráfico 3.72) fica claro que são de curta duração os períodos de retornos positivos continuados. Para o período anterior ao Plano Real (janeiro de 1992/junho de 1994), a PCJ foi negativa em 0,58% ao mês, em média, indicando que, se nesse período foram acumuladas reservas internacionais (como foram), isso provavelmente decorreu da disposição dos participantes do mercado em correr risco cambial. Para o período posterior ao Plano Real (até dezembro de 1998), a PCJ foi apenas ligeiramente positiva na média, 0,20% ao mês (cerca de 2,5% ao ano, portanto), com exceção de alguns meses (seis meses) após o fim a crise do México (13 meses entre julho de 1995 e julho de 1996) e após a bem-sucedida reação à crise da Ásia (cinco meses). Nesses períodos a magnitude do ganho foi maior, mas ainda relativamente baixa, com exceção do período imediatamente após o Plano Real. Se adicionarmos as questões discutidas acima relativas aos controles de capital e custos de transação, dificilmente seria possível obter ganhos relevantes em um investimen-

to coberto com um horizonte de um mês por um período prolongado de tempo. Assim, utilizando dados mensais com um horizonte de investimento de um mês, concluímos, a partir da análise univariada, pela inexistência de oportunidades de lucro através de operações de arbitragem coberta por períodos prolongados, com exceção de ganhos moderados em intervalos específicos e resultantes de respostas do governo a crises. O único período com ganhos relativamente grandes é o segundo semestre de 1994, com média mensal de retorno coberto de 1,38% (15,12% anuais). Cabe ressaltar que esta análise refere-se unicamente à magnitude dos ganhos cobertos que foram possibilitados pelo mercado nos períodos considerados. Quando concluímos que os ganhos são pequenos para a PCJ de prazo de um mês, não estamos (ainda) concluindo nada sobre as relações da PCJ desse prazo com o fluxo de capitais. Esta análise será feita a seguir, após considerado o comportamento da PCJ para todos os prazos e frequências que conseguimos coletar.

Por outro lado, os retornos descobertos foram bem maiores, na média, no período considerado. A análise univariada também indica estacionariedade para a série do retorno descoberto no período janeiro de 1992/dezembro de 1998 (Tabela 3.6), mas com uma persistência maior. O ganho médio dos participantes do mercado que aceitaram correr risco

GRÁFICO 3.72

PCJ e retorno descoberto: prazo de um mês – jan. 1992/jan. 1999
(Em % no período)

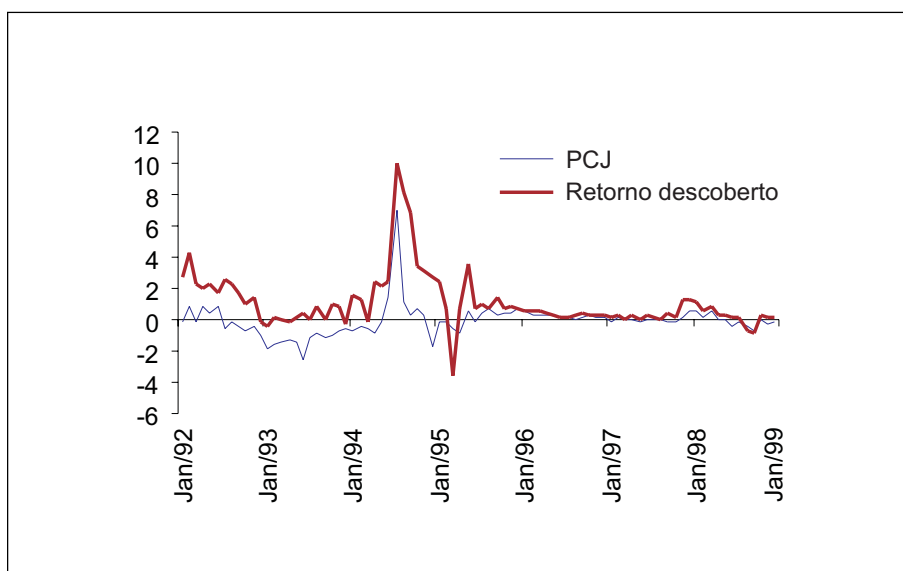


TABELA 3.6

**Retorno obtido a partir do investimento no Brasil
(Em % ao mês)**

PERÍODO	PCJ	RETORNO EX-POST
Jan. 1992/Jun. 1994	-0,59	1,22
Plano Real (jul. 1994/dez. 1994)	1,27	5,72
Crise do México (jul. 1995/jul. 1996)	0,38	0,64
Crise da Ásia (nov. 1997/mar. 1998)	0,40	1,03
Total após Plano Real	0,21	1,04
Jan. 1995/Dez. 1998	0,07	0,45
Total (jan. 1992/dez. 1998)	-0,08	1,10

cambial nesse período foi bem superior ao obtido a partir da PCJ: 1,10% ao mês por sete anos. Os dados por período também indicam que o retorno médio obtido antes do Plano Real (1,22% ao mês) não difere significativamente do conseguido depois (1,04% ao mês), embora o retorno após o Plano Real esteja viesado para cima em função dos seis meses seguintes à adoção da nova moeda. Se considerarmos o período janeiro de 1995/dezembro de 1998, o ganho médio reduz-se a 0,45% ao mês. Por outro lado, houve ganhos expressivos (acima da média) nos mesmos períodos que mencionamos para o caso da PCJ. No segundo semestre de 1994, o retorno médio foi de 5,71% ao mês (contra 1,27% ao mês na PCJ), em função da taxa doméstica de juros muito elevada e da inesperada apreciação do real, proporcionando retornos descobertos fora de qualquer padrão. Após as crises do México e da Ásia, o retorno descoberto médio foi de 0,64% e 1,03% ao mês, respectivamente. A visualização do Gráfico 3.72 permite uma boa idéia da magnitude relativa da PCJ e do retorno descoberto no período. Do início do período, antes do Plano Real, até o fim de 1994, o retorno descoberto é muito superior à PCJ. Entretanto, a partir de 1995 passam a diferir apenas marginalmente, de modo que, *para os dados de um mês*, o retorno descoberto parece ser bem mais importante na explicação das entradas líquidas de capitais de 1992 ao fim de 1994, mas a partir daí ambas as medidas parecem ter praticamente a mesma influência sobre esses fluxos, dado que têm magnitudes similares.

A seguir analisamos os dados mensais utilizando um horizonte de investimento de três meses. Testamos novamente a ordem de integração das séries de taxa de juros doméstica, taxa de juros externa e câmbio futuro, bem como das séries resultantes de transformações a partir destas e do câmbio à vista: o prêmio futuro, a taxa de juros doméstica denominada em dólar, a PCJ e o retorno descoberto.

No caso da taxa de câmbio futura, as falhas da série até o Plano Collor 2 impedem uma análise mais segura, de modo que utilizamos como período amostral o intervalo janeiro de 1991/dezembro de 1998. Além disso, os testes não permitem a inclusão de *dummies* relativas ao Plano Real, dado que também houve falhas na série entre março e julho de 1994. A conclusão é a mesma da obtida para a série de um mês: não é possível rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária para a primeira diferença da taxa de câmbio futura. É importante salientar que o teste pode estar viesado no sentido da aceitação da hipótese nula devido à quebra na série após o Plano Real, que trouxe a série da primeira diferença da taxa de câmbio futura permanentemente para um patamar mais baixo. Por outro lado, como não foi possível utilizar o período janeiro de 1987/dezembro de 1990 em função de falhas na série, não podemos concluir que a presença dos choques oriundos dos planos econômicos fracassados viesam o teste ADF no sentido da rejeição da hipótese de raiz unitária. Mesmo assim, nos parece intuitivo concluir que o comportamento da primeira diferença da taxa de câmbio futura de três meses siga o mesmo padrão da primeira diferença da taxa de câmbio futura de um mês, isto é, que contenha uma raiz unitária.

A análise das séries de três meses segue exatamente o mesmo padrão daquela realizada para as séries com prazo de investimento de um mês. As séries da taxa de juros doméstica, do prêmio futuro e da taxa de juros externa (incluindo o EMBI) não são estacionárias, pela razão já exposta para o caso mensal, para o período amostral completo. Do mesmo modo, para o período anterior ao Plano Real, os testes (não reportados) indicam uma raiz unitária para a taxa de juros, o prêmio futuro e a desvalorização

TABELA 3.7

**Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados mensais
(Prazo de investimento: três meses)**

	DÓLAR FUTURO (<i>f</i>) (01/91-12/98)	(<i>f</i> - <i>s</i>) (01/91-12/98)	<i>i</i> (DI três meses) (01/87-12/98)	<i>i</i> - (<i>f</i> - <i>s</i>) (01/91-12/98)	<i>i</i> * (Libor + EMBI) (01/92-12/98)	PCJ (01/92-12/98)	PDJ (01/92-12/98)
<i>K</i>	5	5	5	3	3	3	4
$t(\gamma_{CT})$	-0,54	0,21	-3,44	-5,60***	-2,76	-3,84**	-3,40*
$t(\gamma_C)$	-2,21	1,50	-3,01	-5,63***	-2,77*	-3,76***	-3,16**
$t(\gamma)$	0,14	2,11	—	—	-0,18	-3,64***	—
ϕ_3	2,76	1,45	5,98*	16,30***	3,83	7,46**	5,83*
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	3,04	2,21	4,90**	16,06***	3,91*	7,09***	5,05**

Obs.: $PCJ = i - (f - s) - i^*$; retorno ex-post = $i - (\text{desvalorização efetiva}) - i^*$.

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

TABELA 3.8

**Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados mensais
(Prazo de investimento: três meses)**

	DÓLAR FUTURO (f) (01/91-12/98)	$(f - s)$ (01/91-12/98)	I (01/88-12/98)	i^* (Libor + EMBI) (01/92-12/98)
K	4	5	5	3
$t(\gamma_{CT})$	-1,92	-5,41***	—	—
$t(\gamma_C)$	-0,34	—	—	—
$t(\gamma)$	0,41	—	-6,06***	-4,27***
ϕ_3	2,70	14,81***	—	—
ϕ_2	—	—	—	—
ϕ_1	0,65	—	—	—

* Significativo a 90%.

** Significativo a 95%.

*** Significativo a 99%.

cambial, bem como estacionariedade para o período posterior ao Plano Real, exatamente como no caso mensal.

Além disso, o cupom cambial coberto, a PCJ e o retorno descoberto são estacionários. Novamente, há uma indicação forte em favor da vigência da PCJ, pois o fato de a série ser estacionária indica um padrão de reversão à média, a qual é muito próxima de zero para o período completo. A média da PCJ é de aproximadamente 0,66% para o prazo de investimento de três meses, maior, portanto, que a média da PCJ para um investimento de um mês (-0,08%), mas ainda assim bastante baixa e com um desvio-padrão significativo (0,25%).

O gráfico da PCJ para o prazo de investimento de três meses indica que em alguns períodos muito bem caracterizados houve uma certa persistência de retornos cobertos positivos, sendo os principais o segundo semestre de 1993, os primeiros meses após o Plano Real, o intervalo julho de 1995/julho de 1996 e o intervalo novembro de 1997/março de 1998. Durante esses períodos, que coincidem com a maior parte da acumulação de reservas internacionais, houve de fato a oportunidade de montagem de operações cobertas com possibilidade de lucro. É possível argumentar que a própria acumulação de reservas internacionais provoca o fechamento rápido dessa janela, conforme o mercado busque “travar” o ganho em dólar.

Apenas a título de ilustração, suponhamos que a montagem da operação de arbitragem ocorresse em partes. Primeiro haveria a captação externa, seguida pela venda de dólar no mercado interbancário (que acabaria no período em questão por envolver o Banco Central na compra final,

GRÁFICO 3.73

PCJ e retorno ex-post: prazo de três meses – jan. 1992/jan. 1999
(Retorno no período)

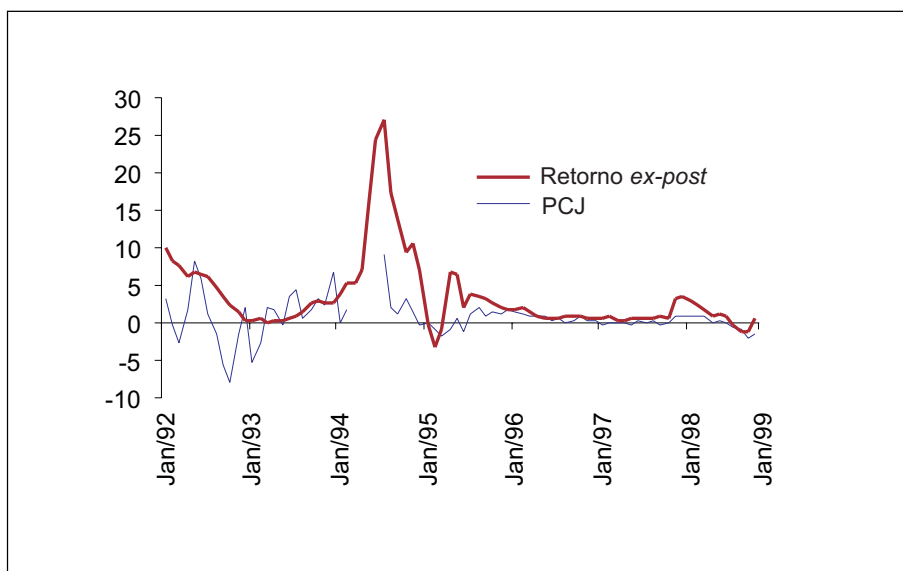


TABELA 3.9

Retorno obtido a partir do investimento no Brasil
(Em % no período)

PERÍODO (investimento de três meses)	PCJ	RETORNO EX-POST
Jan. 1992/Fev. 1994	0,90	3,46
Plano Real (jul. 1994/dez. 1994)	2,79	14,22
Crise do México (jul. 1995/jul. 1996)	1,13	1,92
Crise da Ásia (nov. 1997/mar. 1998)	0,84	2,79
Total após Plano Real	0,54	2,81
Jan. 1995/Out. 1998	0,24	1,32
Total (jan. 1992/out. 1998)	0,66	3,49

dependendo do volume) e pela compra do ativo denominado em moeda local. O passo final seria a compra dos dólares no mercado futuro. Conforme entrassem divisas, aconteceria o seguinte: a) a venda de dólares pelos participantes do mercado tenderia a forçar uma apreciação cambial, obrigando o Banco Central a comprar dólares; b) a compra de ativos denominados em moeda local levaria à progressiva redução da remuneração desses ativos; e c) a compra dos dólares no mercado futuro aumentaria o seu preço e, conseqüentemente, a taxa de juros implícita entre os dólares futuros e o mercado à vista. Desta maneira, o espaço para arbitragem coberta

seria rapidamente fechado. Se considerarmos ainda que a oferta de *funding* externo para montagem da arbitragem não é infinita, a janela fecharia mais rápido ainda, pois o custo do passivo em moeda estrangeira também cresceria ao longo do processo. É claro que, se o Banco Central esterilizasse a compra de divisas através de operações de mercado aberto, haveria uma força no sentido de manter a taxa de juros doméstica em nível superior à internacional, embora esse movimento não se pudesse manter por muito tempo se persistissem entradas significativas de capital. Medidas de controle de capital parecem ser bem-sucedidas em permitir que a taxa de juros doméstica permaneça mais alta que a taxa externa por algum tempo, propiciando retornos descobertos positivos continuados. Entretanto, medidas de controle de capital não parecem permitir que a PCJ permaneça positiva por muito tempo.

O padrão do diferencial de retorno coberto e descoberto para o prazo de três meses é similar ao caso do investimento de um mês: *os retornos descobertos são muito maiores, e oportunidades de retornos cobertos significativos ocorrem em períodos muito característicos, após a resposta do governo às crises, que nos períodos considerados invariavelmente tomou a forma de incentivar a arbitragem de juros.*

A Tabela 3.9 mostra que a PCJ foi positiva em 0,90% a cada três meses, em média, antes do Plano Real. Ainda que bem abaixo do retorno *ex-post* (3,46%), a PCJ pode ter tido influência no fluxo de capitais no período. De novo, o Plano Real e o período que se segue à crise do México são os que proporcionam os maiores retornos cobertos: 2,79% e 1,13% a cada três meses, respectivamente. Entretanto, se desconsiderarmos o segundo semestre de 1994, a PCJ média de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 foi de apenas 0,24% a cada três meses, um retorno irrisório sob o ponto de vista de incentivo para a entrada de capital. Os retornos descobertos são maiores do que para o prazo de um mês, respeitando, *grosso modo*, a proporcionalidade em função do investimento de três meses, como seria de esperar, indicando novamente que a maior parcela da entrada de recursos decorreu da disposição do mercado em correr o risco cambial.

Assim, concluímos que, a partir da análise da série da PCJ, a montagem de operações cobertas pelo prazo de um mês parece ter sido bastante difícil, de modo que os ganhos foram pequenos, se é que existiram. Por outro lado, muito provavelmente foi possível obter lucros mais significativos com arbitragem coberta por alguns períodos entre 1993 e 1998, para investimentos com prazo de três meses, de modo que, ao contrário do prazo de um mês, a PCJ de três meses pode ter influenciado mais significativamente o fluxo de capitais. Mesmo assim, a estacionariedade da PCJ e a

reversão à média muito próxima de zero em ambos os casos indicam que essas janelas de oportunidade foram rapidamente fechadas. O retorno descoberto provavelmente foi mais importante na atração do fluxo de capitais, quando os dados são obtidos para os prazos e períodos acima.

3.2.2. Análise univariada das séries diárias e semanais

Os resultados das Tabelas 3.10 a 3.21 referentes aos dados diários e semanais para o prazo de três meses podem ser caracterizados como indicadores da tendência da PCJ e da PDJ de reverter à média. Os dados referentes ao prazo de investimento trimestral mostram que todas as variáveis domésticas são estacionárias, com exceção da taxa de juros. A não-estacionariedade da taxa de juros provavelmente decorre dos choques de juros ao longo do período e do ponto de partida da série, em março de 1995. Em função disso, a taxa de juros doméstica denominada em dólar também se mostra não-estacionária. A taxa de juros externa somada ao risco-país também tem uma raiz unitária, em função do comportamento do EMBI. Entretanto, a PCJ é estacionária, mostrando uma tendência de reversão à média bem estabelecida entre 1995 e 1998. O mesmo ocorre com o retorno descoberto.

No caso dos dados de seis meses e um ano, os resultados são diferentes. Todas as variáveis domésticas continuam estacionárias, e em ambos os casos também a taxa de juros é estacionária. Isso decorre do fato de a amostra começar em 1996 e mostrar reversão a um nível baixo de juros

TABELA 3.10

Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários (Prazo de investimento: três meses)

	DÓLAR SPOT (s) (23/01/95- 31/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (23/01/95- 31/12/98)	(f - s) (23/01/95- 31/12/98)	i (pré) (23/01/95- 31/12/98)	i - (f - s) (23/01/95- 31/12/98)	i* (Libor + EMBI) (23/01/95- 31/12/98)	PCJ (23/01/95- 31/12/98)	PDJ (23/01/95- 31/12/98)
K	4	10	16	9	17	16	16	6
t(γ_{CT})	-3,74**	-4,83***	—	2,41	-2,65	—	2,94	-4,32***
t(γ_C)	—	—	-3,51***	-2,24	-1,71	-1,86	-2,08	—
t(γ)	—	—	—	-1,06	-0,89	-0,72	-2,11**	—
ϕ_3	7,60**	11,71***	—	3,04	3,58	—	4,38	9,33***
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	6,37**	2,58	1,59	1,77	2,22	—

Obs.: $PCJ = i(f - s) - i^*$; $PDJ = i - (\text{desvalorização efetiva}) - i^*$.

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.11

Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários
(Prazo de investimento: três meses)

	DÓLAR SPOT (s) (23/01/95- 31/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (23/01/95- 31/12/98)	(f – s) (23/01/95- 31/12/98)	i (pré) (23/01/95- 31/12/98)	i – (f – s) (23/01/95- 31/12/98)	i* (Libor + EMBI) (23/01/95- 31/12/98)	PCJ (23/01/95- 31/12/98)
K	—	—	—	8	10	10	—
t(γ_{CT})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	—	-7,54***	-8,69***	-8,35***	—
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.12

Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: três meses)

	DÓLAR SPOT (s) (28/04/95- 18/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (28/04/95- 18/12/98)	(f – s) (28/04/95- 18/12/98)	i (pré) (28/04/95- 18/12/98)	i – (f – s) (28/04/95- 18/12/98)	i* (Libor + EMBI) (28/04/95- 18/12/98)	PCJ* (28/04/95- 18/12/98)	PDJ (28/04/95- 18/12/98)
K	2	2	5	4	4	7	2	1
t(γ_{CT})	-8,08***	-6,62***	—	—	-1,98	-0,94	-3,65**	-3,62**
t(γ_C)	—	—	-4,25***	-2,03	-1,30	-1,85	—	—
t(γ)	—	—	—	-1,15	-0,92	-0,60	—	—
ϕ_3	36,15***	21,97***	—	—	1,97	3,85	9,51***	6,96**
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	9,71***	2,24	1,03	1,74	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.13

Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: três meses)

	DÓLAR SPOT (s) (28/04/95- 18/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (28/04/95- 18/12/98)	(f – s) (28/04/95- 18/12/98)	i (pré) (28/04/95- 18/12/98)	i – (f – s) (28/04/95- 18/12/98)	i* (Libor + EMBI) (28/04/95- 18/12/98)	PCJ (28/04/95- 18/12/98)
K	—	—	—	4	4	3	—
t(γ_{CT})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	—	-6,85***	-6,97***	-7,38***	—
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.14

Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários
(Prazo de investimento: seis meses)

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 30/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 30/12/98)	(f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i (pré) (19/07/96- 30/12/98)	i – (f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 30/12/98)	PCJ (19/07/96- 30/12/98)
K	2	9	10	9	10	6	7
t(γ_{CT})	-3,81**	-3,49**	-3,56**	-3,82**	—	-3,12*	-1,38
t(γ_C)	—	-0,33	—	—	-3,45***	-1,87	-0,43
t(γ)	—	1,95	—	—	—	0,08	-0,32
ϕ_3	7,55**	6,15*	6,36**	7,35**	—	5,48*	1,52
ϕ_2	—	5,86**	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	2,64	—	—	6,0**	1,88	0,24

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.15

Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários
(Prazo de investimento: seis meses)

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 30/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 30/12/98)	(f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i (pré) (19/07/96- 30/12/98)	i – (f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 30/12/98)	PCJ (19/07/96- 30/12/98)
K	—	—	—	—	—	6	7
t(γ_{CT})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	—	—	—	-9,10***	-10,64***
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.16

Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: seis meses)

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 30/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 30/12/98)	(f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i (pré) (19/07/96- 30/12/98)	i – (f – s) (19/07/96- 30/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 30/12/98)	PCJ (19/07/96- 30/12/98)
K	0	3	1	1	5	4	4
t(γ_{CT})	-4,31***	-3,49**	-3,27*	-3,51**	—	-2,09	-1,27
t(γ_C)	—	—	-2,51	—	-2,96**	-0,87	0,0
t(γ)	—	—	-0,27	—	—	0,44	0,15
ϕ_3	9,50***	6,14*	5,36*	6,33**	—	3,03	1,95
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	3,26	—	4,42*	0,58	0,62

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.17

Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: seis meses)

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 18/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 18/12/98)	(f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i (pré) (19/07/96- 18/12/98)	i - (f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 18/12/98)	PCJ (19/07/96- 18/12/98)
K	—	—	1	—	—	4	4
t(γ_{CT})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	7,72***	—	—	-5,10***	-4,65***
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.18

Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados diários
(Prazo de investimento: 12 meses)

	DÓLAR SPOT (s) (17/07/96- 30/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (17/07/96- 30/12/98)	(f - s) (17/07/96- 30/12/98)	i (pré) (17/07/96- 30/12/98)	i - (f - s) (17/07/96- 30/12/98)	i* (Libor + EMBI) (17/07/96- 30/12/98)	PCJ (17/07/96- 30/12/98)
K	1	13	13	9	10	6	3
t(γ_{CT})	-4,35***	-3,59**	-3,41**	-3,75**	-3,30*	-3,00	-2,69
t(γ_C)	—	—	-2,50	—	-3,12**	-1,82	-1,59
t(γ)	—	—	-0,28	—	—	0,16	-1,46
ϕ_3	9,70***	6,45**	5,83*	7,06**	5,57*	5,06	3,98
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	3,22	—	4,88**	1,80	1,53

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.19

Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados diários
(Prazo de investimento: 12 meses)

	DÓLAR SPOT (s) (17/07/96- 30/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (17/07/96- 30/12/98)	(f - s) (17/07/96- 30/12/98)	i (pré) (17/07/96- 30/12/98)	i - (f - s) (17/07/96- 30/12/98)	i* (Libor + EMBI) (17/07/96- 30/12/98)	PC (17/07/96- 30/12/98)]
K	—	—	—	—	—	7	6
t(γ_{CT})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	—	—	—	-7,42***	-9,55***
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.20

**Testes de raiz unitária para o nível das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: 12 meses)**

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 18/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 18/12/98)	(f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i (pré) (19/07/96- 18/12/98)	i - (f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 18/12/98)	PCJ (19/07/96- 18/12/98)
K	0	2	2	2	1	4	2
t(γ_{CI})	-4,31***	-3,44**	-3,26*	-3,66**	—	-2,07	-1,70
t(γ_C)	—	—	-2,36	—	-2,80*	-0,91	-0,47
t(γ)	—	—	-0,25	—	-0,35	0,43	-0,37
ϕ_3	9,50***	5,93*	5,32	6,73**	—	2,99	2,65
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	2,87	—	3,92*	0,60	0,44

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.21

**Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries: dados semanais
(Prazo de investimento: 12 meses)**

	DÓLAR SPOT (s) (19/07/96- 18/12/98)	DÓLAR FUTURO (f) (19/07/96- 18/12/98)	(f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i (pré) (19/07/96- 18/12/98)	i - (f - s) (19/07/96- 18/12/98)	i* (Libor + EMBI) (19/07/96- 18/12/98)	PCJ (19/07/96- 18/12/98)
K	—	—	2	—	0	3	2
t(γ_{CI})	—	—	—	—	—	—	—
t(γ_C)	—	—	—	—	—	—	—
t(γ)	—	—	-6,55***	—	-8,98***	-5,83***	-6,85***
ϕ_3	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_2	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_1	—	—	—	—	—	—	—

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

após o choque asiático. Por outro lado, a PCJ deixa de ser estacionária, em função provavelmente de a crise russa provocar uma persistência no fim da amostra. Não calculamos o retorno *ex-post* para os dados de seis meses e um ano, pois haveria a necessidade de cortar a amostra.

Os resultados para os dados diários e semanais são muito sensíveis ao tamanho da amostra e ao seu intervalo, comprometendo a análise. Por exemplo, é bastante intuitivo aceitar a hipótese de que a taxa de juros doméstica é estacionária para o período posterior ao Plano Real, mas não foi possível concluir isso a partir da amostra dos *swaps* de 90 dias. Também é bastante intuitivo aceitar a estacionariedade de PCJ para o período posterior ao Plano Real, mas as séries de investimento semestral e anual não permitem tal conclusão. Os resultados obtidos aqui são fracos em função do pequeno intervalo amostral.

As conclusões obtidas a partir dos dados mensais são mais robustas, indicando a reversão à média da PCJ e da PDJ, com mais intensidade e rapidez no caso da PCJ.⁴⁰

3.3. Análise multivariada

3.3.1. Análise de co-integração

Nesta seção o objetivo é realizar a análise de co-integração para as variáveis componentes da PCJ e do retorno *ex-post*: a taxa de juros doméstica, o prêmio futuro e a taxa de juros externa, no caso da PCJ, e a taxa de juros doméstica, a taxa de desvalorização cambial no período do investimento e a taxa de juros externa, no caso do retorno *ex-post*. Busca-se verificar se os resultados da análise univariada, que encontrou fortes evidências de estacionariedade para a PCJ e o retorno *ex-post*, são preservados. A análise univariada testa a hipótese nula de raiz unitária para $PCJ_t \equiv i_t - (f_t - s_t) - i_t^*$ e $PDJ_t \equiv i_t - (s_{t+k} - s_t) - i_t^*$. A análise de co-integração testará a hipótese nula de inexistência de uma combinação linear estacionária entre as variáveis, deixando livres os valores dos coeficientes $PCJ_t \equiv i_t - \alpha_1(f_t - s_t) - \alpha_2 i_t^*$ e $PDJ_t \equiv i_t - \alpha_1(s_{t+k} - s_t) - \alpha_2 i_t^*$, o que pode mudar os resultados da análise univariada.

Os métodos para testar co-integração são os propostos por Johansen e por Engel e Granger. O primeiro apresenta uma potencial dificuldade metodológica em nosso caso. Estabelecemos acima as evidências de que a taxa de câmbio *spot* e a taxa futura são integradas de ordem 2, como já amplamente documentado na literatura. As taxas de juros doméstica e externa são integradas de ordem 1. Ao utilizar nos testes o prêmio futuro, estamos adotando uma transformação dos dados que reduz a ordem de integração para 1, conforme foi documentado acima: o prêmio futuro é integrado de ordem 1. Isso pode diminuir o poder do teste. Apesar de ser possível fazer uma reparametrização do modelo para aplicar o procedimento de Johansen a processos I(2), essa é uma dificuldade de complexidade além dos objetivos deste trabalho. De qualquer modo, cabe o alerta da possível diminuição do poder do teste de co-integração. Para corroborar os resultados, adotaremos também a metodologia de Engel e Granger, que consiste em estimar as equações $i_t = \alpha_1(f_t - s_t) - \alpha_2 i_t^*$ (para a PCJ) e $i_t = \alpha_1(s_{t+k} - s_t) - \alpha_2 i_t^*$ (para a PDJ), e verificar se os resíduos são estacionários, o que é feito com base no teste ADF.

TABELA 3.22

Testes de co-integração de Johansen para a PCJ

FREQÜÊNCIA	PERÍODO DE INVESTIMENTO	VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO NORMALIZADOS	DEFASAGENS	Q(20)	L MÁXIMO	TRAÇO
Mensal	1 mês	1 -0,97 -0,17	1	5,061 (P = 1,0)	37,45*** 8,22 2,72	48,40*** 10,94 2,72
Mensal	3 meses	1 -0,98 -0,51	1	15,013 (P = 0,77)	45,82*** 14,47* 5,92	66,22*** 20,39** 5,92
Diário	3 meses	1 0,02 -1,73	10	25,463 (P = 0,18)	9,89 3,24 1,13	14,27 4,38 1,13
Semanal	3 meses	1 0,85 -1,30	1	5,64 (P = 0,99)	27,44** 7,53 2,01	36,98** 9,54 2,01

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.23

Testes de co-integração de Johansen para o retorno ex-post (PDJ)

FREQÜÊNCIA	PERÍODO DE INVESTIMENTO	VETORES DE CO-INTEGRAÇÃO NORMALIZADOS	DEFASAGENS	Q(20)	L MÁXIMO	TRAÇO
Mensal	1 mês	1 -1,03 -0,26	1	4,10 (P = 1,0)	37,62*** 7,69 3,49	48,81*** 11,19 3,49
Mensal	3 meses	1 -1,04 -1,32	4	18,973 (P = 0,52)	42,64*** 10,09 2,10	54,84*** 12,20 2,10
Diário	3 meses	1 -4,66 -0,40	7	10,404 (P = 0,96)	37,80*** 7,83 0,40	46,04*** 8,24 0,40
Semanal	3 meses	1 -27,5 -4,84	3	9,32 (P = 0,97)	45,53** 11,43 3,37	60,34*** 14,80 3,37

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.24

Testes de co-integração de Engle e Granger para a PCJ

FREQÜÊNCIA	PERÍODO DE INVESTIMENTO	DEFASAGENS	t(γ)	Q(20)
Mensal	1 mês	1	-4,35***	13,961 (0,832)
Mensal	3 meses	2	-3,53**	14,834 (0,786)
Diário	3 meses	16	-2,05	46,014 (0,001)
Semanal	3 meses	0	-1,71	19,700 (0,477)

Obs.: Valores críticos tabulados por Engle e Yoo (1987).

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.25

Testes de co-integração de Engle e Granger para a PDJ

FREQÜÊNCIA	PERÍODO DE INVESTIMENTO	K	t(γ)	Q(20)
Mensal	1 mês	6	-3,33**	10,454 (0,959)
Mensal	3 meses	4	-3,36**	16,351 (0,695)
Diário	3 meses	6	-2,12	31,211 (0,052)
Semanal	3 meses	1	-3,26*	17,643 (0,611)

Obs.: Valores críticos tabulados por Engle e Yoo (1987).

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

Os resultados dos testes de co-integração de Johansen e de Engle e Granger confirmam, grosso modo, as conclusões da análise univariada para os dados mensais, com prazos mensal e trimestral. Em ambas as metodologias fica bem estabelecida a estacionariedade da PCJ e da PDJ para os dados mensais, de investimento mensal e trimestral. No teste de Johansen, achamos dois vetores de co-integração para os dados trimestrais das variáveis que compõem a PCJ e um para os dados mensais. A hipótese nula de ausência de co-integração é rejeitada com mais força para a PCJ do que para a PDJ, em linha com os resultados anteriores. O teste de Engle e Granger mantém esses resultados, indicando que a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária é mais forte para os resíduos da equação da PCJ.

Para os dados diários e semanais, a evidência em favor da estacionariedade existe, também em linha com os resultados obtidos na análise univariada, porém é mais fraca e sujeita a questionamentos metodológicos. No teste de Johansen encontramos um vetor de co-integração para as variáveis que compõem a PCJ semanal e a PDJ diária e semanal. Ao contrário dos dados mensais, a existência de um vetor de co-integração é mais forte para as variáveis que compõem a PDJ. Não conseguimos rejeitar a hipótese nula de ausência de co-integração para os dados diários da PCJ. Entretanto, devemos ter em mente os problemas na utilização do teste de Johansen para dados de alta frequência, evidenciados, por exemplo, nos valores dos coeficientes de co-integração obtidos a partir dos dados diários e semanais, distantes do que seria esperado teoricamente.

O teste de Engle e Granger também indica fraca evidência de estacionariedade para os dados diários e semanais. No caso dos dados de alta frequência, a evidência de estacionariedade é bastante sensível ao número de defasagens incluídas nos testes ADF. No caso da PDJ para os

dados semanais, a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada apenas ao nível de 90%, por exemplo. Não rejeitamos a hipótese nula de uma raiz unitária nos resíduos da equação da PCJ, para os dados diários e semanais, e da PDJ, para os dados diários.

De modo geral, para os dados diários e semanais, vale o alerta para o pequeno intervalo amostral (de apenas três anos), que pode mascarar relações de co-integração, não importando o grande número de observações. No caso dos dados mensais, a transformação adotada permite que trabalhem com séries $I(1)$, com as ressalvas mencionadas acima. A metodologia de Engle e Granger, por sua vez, traz algumas dificuldades, entre elas o fato de ser um procedimento em dois passos, com potenciais erros de especificação na estimação da relação de longo prazo afetando os testes ADFs para os resíduos. Além disso, estamos tratando de três variáveis, sendo possível a existência de mais de um vetor de co-integração, análise que não pode ser feita nesse caso. Novamente, os resultados devem ser encarados com cautela. A análise de co-integração não parece adicionar informações relevantes à análise univariada, estabelecendo fortes evidências de co-integração para os dados mensais de um e três meses e indicações pouco conclusivas para os dados diários e semanais.

3.3.2. A relevância dos retornos coberto e descoberto para a explicação do fluxo de capitais

Nesta seção buscaremos avaliar a relevância dos retornos coberto e descoberto para a explicação dos movimentos de capital. Ficou estabelecida acima a estacionariedade do fluxo de capitais medido a partir dos dados agregados de câmbio contratado (com a ressalva de que nessa medida estão inclusas as transações com não-residentes referentes à conta corrente), bem como a estacionariedade das medidas de retorno, de modo que podemos estimar as equações a seguir. A análise dos dados mensais, de um e três meses de prazo de investimento, foi dividida em três: o período amostral completo (janeiro de 1992/dezembro de 1998), o período anterior ao Plano Real (janeiro de 1992/junho de 1994) e o período posterior ao Plano Real (outubro de 1994/dezembro de 1998). A exclusão do terceiro trimestre de 1994 das regressões para o período posterior ao Plano Real será explicada a seguir. Além disso, estimamos as equações a partir de março de 1995 para o horizonte de investimento trimestral obtido a partir dos swaps de 90 dias, com dados semanais. Não analisamos os períodos semestral e anual. Faremos uma breve descrição dos resultados de cada tabela e um resumo ao final. Todas as estimações têm a matriz de variância-covariância corrigida pelo método de White.

As variáveis utilizadas são o câmbio contratado (comercial + flutuante),⁴¹ como variável dependente, e o retorno *ex-ante* (PCJ) e o retorno *ex-post* (PDJ), conforme construídos acima, como variáveis independentes. Além disso, utilizamos até cinco variáveis *dummy* para descrever eventos excepcionais ao longo do período. São elas:

- DR: *dummy* referente ao Plano Real, com valor 1 no terceiro trimestre de 1994 e 0 nos períodos restantes. Os retornos (coberto e descoberto) propiciados pela introdução do Plano Real foram excepcionalmente elevados no terceiro trimestre de 1994, distorcendo o padrão de retornos, conforme mostrado acima. Entretanto, o fluxo de capitais pelo comercial foi equilibrado, fato que compromete a análise para o período completo, dada a magnitude fora de padrão dos retornos no período. Para remediar a dificuldade, adotamos uma postura alternativa: a inclusão dessa *dummy* para o período amostral completo. Para análise separada do período posterior ao Plano Real, excluimos o terceiro trimestre de 1994, pela mesma razão. A explicação dos motivos para a inclusão dessa *dummy* e seus potenciais efeitos é dada na apresentação dos resultados das regressões.
- Dmexico: *dummy* relativa à crise do México, com valor 1 entre dezembro de 1994 e março de 1995 e 0 nos períodos restantes.
- Dásia: *dummy* relativa à crise da Ásia, com valor 1 em novembro e dezembro de 1997 e 0 nos períodos restantes.
- Drússia: *dummy* relativa à crise da Rússia, com valor 1 a partir de agosto de 1998 até o fim da amostra em dezembro de 1998.
- Dtelebrás: *dummy* para captar o efeito da privatização da Telebrás, que provocou um fluxo maciço de entrada de capital em julho de 1998. Portanto, a *dummy* tem valor 1 nesse mês e 0 nos restantes.

Cabe ressaltar desde já que a única *dummy* que influencia significativamente os coeficientes da PCJ e da PDJ nas regressões é a DR, pelo motivo exposto acima. Todos os modelos foram construídos primeiro incluindo os retornos entre os regressores para verificar sua significância, e somente após isso foram introduzidas as *dummies* para melhorar o modelo. Quase que invariavelmente, as medidas de retorno são significativas antes da inclusão das *dummies*, o que nos dá certa segurança quanto aos resultados obtidos.

As regressões estimadas na Tabela 3.26 para os dados mensais mostram que a PCJ tem fraco poder explicativo para o período completo, tanto a partir do modelo estimado por mínimos quadrados como a partir do modelo GARCH, estimado em função da pequena evidência de heteroce-

TABELA 3.26

Retorno coberto ex-ante: dados mensais
(Prazo de investimento: um mês)

VARIÁVEIS	01/92-12/98	01/92-12/98	01/92-06/94	10/94-12/98	10/94-12/98
Constante	1.133,7 (4,593)	1.280,7 (3,616)	-6.778,8 (-0,568)	6.125,8 (1,589)	480,79 (1,287)
Tendência	—	—	3.837,6 (2,380)	—	—
PCJ	27.105 (1,735)	26.388 (0,700)	64.044 (5,166)	23.8138 (2,058)	277.565 (2,493)
DR	-1.920,1 (-2,767)	-1.886,8 (-0,766)	—	—	—
Dmérico	-2.998,5 (-2,212)	-3.109,1 (-4,935)	—	1.144,1 (-0,713)	—
Dásia	-5.317,2 (-3,326)	-5.022,9 (-1,863)	—	4.918,1 (-3,852)	-4.817,5 (-3,952)
Drússia	-15.450 (-19,066)	-15.461 (-8,672)	—	13.852 (-11,580)	-13.495 (-11,884)
Dtelebrás	4.016,6 (15,429)	3.916,1 (0,042)	—	4.882,1 (9,589)	5.084,0 (10,398)
Ccont(-1)	0,288 (3,507)	0,257 (3,449)	—	0,2395 (2,739)	0,237 (2,675)
ARCH(1)	—	0,619 (2,292)	—	—	—
ARCH-M	—	0,00003 (-0,389)	—	—	—
Q(20)	19,674 (P = 0,478)	16,95 (P = 0,656)	16,99 ^a (P = 0,386)	11,716 (P = 0,926)	9,992 (P = 0,968)
White-het.	0,717	—	0,471	0,819	0,808
ARCH-LM	4,902**	4,064**	1,262	4,591**	5,284**
R ² (%)	72,87	71,80	42,37	75,58	75,23

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

^aQ(16), estatísticas t entre parênteses.

dasticidade no teste ARCH-LM. A exclusão da *dummy* DR tira completamente a significância da PCJ, pelos motivos expostos acima. Esse comportamento é suficiente para comprometer sua significância em todas as regressões.

Entretanto, a PCJ mostra-se significativa para o período anterior ao Plano Real (fortemente) e para o período posterior. No primeiro caso, apesar da alta significância, acreditamos que ela é espúria, no sentido de existir de fato uma correlação, que no entanto não nos parece capaz de explicar o movimento de capitais. A análise dos gráficos relativos ao investimento de um mês mostra que a PCJ foi negativa no período anterior ao Plano Real, embora de forma geral tenha sido “decrementemente” negativa ao longo do período. Como o movimento de entrada de capitais manteve-se positivo ao longo do período, houve uma coincidência de trajetórias, mas não nos parece que seja intuitivo que isso possa explicar de fato o fluxo. A análise dos fluxos para investimento de três meses (abaixo) confirma essa

hipótese, ao constatar que a PCJ não é significativa para o período anterior ao Plano Real.

Para o período posterior ao Plano Real, de fato existe a significância da PCJ, mas aí sim em função de ter ocorrido entrada de capitais enquanto a PCJ foi positiva, conforme fica evidente na análise dos gráficos. Portanto, a natureza da relação é diferente, o que talvez explique a baixa significância da PCJ para o período completo, apesar da sua significância nos períodos separados. No último período a exclusão da *dummy* mexicana melhora os resultados do modelo.

As regressões da Tabela 3.27 (com dados mensais para investimentos de um mês) indicam de forma geral a elevada significância do retorno descoberto *ex-post* (PDJ) para a explicação dos fluxos de capitais.

TABELA 3.27
Retorno descoberto *ex-post*: dados mensais
(Prazo de investimento: um mês)

VARIÁVEIS	01/92-12/98	01/92-12/98	01/92-06/94	10/94-12/98	10/94-12/98	01/92-12/98	10/94-12/98
Constante	634,47 (2,238)	468,09 (1,253)	-2.323,0 (-1,963)	190,51 (0,401)	464,88 (1,157)	656,89 (1,969)	259,91 (0,649)
Tendência	—	—	47,245 (3,129)	—	—	—	—
PDJ	52.215 (3,415)	53.723 (2,349)	50.012,0 (4,792)	75.064 (1,788)	73.408 (3,065)	50.780 (2,876)	60.176 (1,952)
PCJ	—	—	—	—	—	5.476,7 (0,301)	203.551 (2,028)
DR	-4.853,0 (-4,385)	-4.903,1 (-1,898)	—	—	—	4.907,9 (-4,408)	—
Dméxico	-2.987,0 (-3,657)	-3.003,2 (-3,010)	—	—	-2.940,9 (-3,809)	-2.966,1 (3,540)	-1.364,3 (-1,231)
Dásia	-5.049,7 (-3,726)	-5.164,8 (-2,348)	—	4.716,5 (-3,496)	-5.035,9 (-3,802)	-5.067,9 (-3,710)	-4.977,1 (-4,467)
Drússia	-14.747 (-16,120)	-14.748 (-11,494)	—	14.069 (-13,228)	-14.412 (-14,633)	-14.751 (-16,007)	-13.225 (-11,605)
Dtelebrás	4.398,5 (15,092)	4.212,9 (0,228)	—	4.830,5 (10,596)	4.544,7 (11,493)	4.387,0 (13,994)	5.107,5 (10,989)
Ccont(-1)	0,2794 (3,179)	0,222 (2,774)	—	0,295 (2,758)	0,280 (2,848)	0,278 (3,189)	0,245 (2,637)
ARCH (1)	—	0,553 (2,343)	—	—	—	—	—
ARCH-M	—	0,00003 (0,402)	—	—	—	—	—
Q(20)	22,303 (P = 0,324)	18,990 (P = 0,522)	17,947 ^a (P = 0,327)	12,421 (P = 0,901)	15,636 (P = 0,739)	22,2016 (P = 0,329)	13,701 (P = 0,845)
White-het.	0,673	—	0,219	0,732	0,588	0,828	0,626
ARCH-LM	8,171***	4,262**	0,026	3,607*	3,818*	8,073***	7,480***
R ² (%)	75,04	75,82	42,82	71,79	75,02	75,06	77,49

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

^aQ(16), estatísticas t entre parênteses.

Os coeficientes da PDJ são todos altamente significativos e resistentes a qualquer combinação de *dummies*, com exceção da DR, cuja exclusão tira a significância da PDJ, pelos motivos expostos no caso da PCJ. A evidência de heterocedasticidade é fraca em todos os períodos, aparecendo apenas moderadamente nos períodos completo e posterior ao Plano Real. Para o período completo estimamos duas regressões, uma por mínimos quadrados e um modelo GARCH, com a inclusão de um termo ARCH-M. Os resultados não diferem significativamente. Para o período posterior ao Plano Real estimamos duas regressões, com e sem a *dummy* mexicana. Isso porque houve uma coincidência de trajetórias no período entre a PDJ e o fluxo de capitais, isto é, a PDJ foi negativa em função da desvalorização cambial em março de 1995, mês de maior saída de capitais, de modo que a inclusão dessa *dummy* poderia não se justificar (no caso da PCJ acima, a *dummy* não se mostrava significativa). Contudo, não apenas a *dummy* mexicana é significativa, como também melhora a significância da PDJ.

Também estimamos o modelo incluindo a PCJ e a PDJ para os períodos completo e posterior ao Plano Real, constatando que a PDJ “expulsa” a PCJ da equação para o período completo, sendo portanto mais significativa, em linha com o resultado obtido acima na análise univariada, que indica a reversão à média mais rápida da PCJ. Para o período posterior ao Plano Real, ambas têm o mesmo poder explicativo. Isso provavelmente significa que a disposição dos agentes econômicos em correr risco cambial no período anterior ao Plano Real foi mais forte que a arbitragem coberta para influenciar o fluxo de capitais.

Os resultados obtidos para o prazo de investimento de três meses (Tabela 3.28) indicam que a PCJ foi relevante na explicação do fluxo de capitais para os períodos completo e posterior ao Plano Real, em linha com os resultados obtidos para o investimento mensal. Entretanto, fica claro o resultado diferente obtido para o período anterior ao Plano Real. Ao contrário dos resultados obtidos acima para o investimento mensal, a PCJ não é significativa, resultado que nos parece mais intuitivo que o anterior. Nesse caso, o gráfico da PCJ indica oscilação em torno de zero, com um comportamento bem mais volátil que no caso do investimento mensal, sem nenhuma relação estabelecida com o fluxo de capitais. A rápida reversão à média (próxima de zero) da PCJ indica que as oportunidades de arbitragem foram pequenas e de curta duração, se é que existiram no período anterior ao Plano Real. Para o período posterior, a PCJ apresenta-se significativa, sendo insensível à combinação de *dummies*. Os resultados indicaram evidência fraca de heterocedasticidade para os períodos completo e posterior ao Plano Real, embora nenhuma especificação GARCH tenha sido bem-sucedida em melhorar os resultados.

TABELA 3.28

Retorno coberto ex-ante: dados mensais
(Prazo de investimento: três meses)

VARIÁVEIS	01/92-12/98	01/92-06/94	01/92-12/94	10/94-12/98	10/94-12/98
Constante	988,4 (3,933)	734,3 (1,788)	337,1 (0,953)	506,79 (1,320)	302,87 (0,827)
Tendência	—	—	—	—	—
PCJ	13.082 (2,071)	6.324,7 (0,124)	-3.765,2 (-0,737)	115.118 (2,594)	132.382 (2,841)
DR	-1.529,9 (-3,651)	—	—	—	—
Dméxico	-2.936,7 (-2,244)	—	—	-1.717,3 (-1,595)	—
Dásia	-5.080,0 (-3,387)	—	—	-5.288,4 (-5,002)	-5.169,2 (-5,162)
Drússia	-15.312 (-17,221)	—	—	-13.512 (-11,153)	-13.054 (-11,010)
Dtelebrás	4.189,5 (14,638)	—	—	5.300,6 (9,672)	5.618,5 (10,416)
Ccont(-1)	0,274 (3,144)	0,568 (2,627)	0,730 (3,771)	0,191 (1,714)	0,186 (1,569)
ARCH(1)	—	—	—	—	—
ARCH-M	—	—	—	—	—
Q(20)	20,18 (P = 0,447)	16,10 ^a (P = 0,186)	20,84 ^a (P = 0,184)	12,125 (P = 0,912)	9,956 (P = 0,969)
White-het.	0,701	0,437	1,412	1,042	1,446
ARCH-LM	5,021**	0,605	0,805	5,773**	6,257**
R ² (%)	73,05	33,02	39,62	76,96	75,98

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

^aQ(12) e Q(16), estatísticas t entre parênteses.

Na Tabela 3.29 temos a investigação da sensibilidade do fluxo de capitais à PDJ com prazo de três meses. Ao contrário da evidência no caso da PCJ, a PDJ é significativa para o período anterior ao Plano Real. Para o período completo também fica constatada a significância da PDJ, ligeiramente maior que da PCJ esse prazo. As regressões para o período posterior ao Plano Real demandam explicação adicional. Estimamos primeiramente as equações a partir de outubro de 1994, do mesmo modo que nas outras tabelas. Para esse intervalo amostral constatamos que a PDJ não é significativa, ao contrário do resultado obtido com o prazo de investimento mensal. Estimamos a seguir o intervalo a partir de janeiro de 1995, com resultados muito diferentes. Agora a PDJ torna-se altamente significativa, com uma mudança de intervalo amostral de apenas três meses. A explicação para esse fenômeno provavelmente é a mesma que nos levou a excluir o terceiro trimestre de 1994 de todas as estimações. Os retornos, cobertos e descobertos, foram anormalmente elevados nesses meses, coincidindo com um período de estabilidade das reservas internacionais. Tais retornos são

TABELA 3.29

Retorno descoberto ex-post: dados mensais
(Prazo de investimento: três meses)

VARIÁVEIS	01/92-12/98	01/92-06/94	10/94-12/98	10/94-12/98	01/95-12/98	01/92-12/98	01/95-12/98
Constante	959,34 (3,825)	828,99 (2,510)	860,44 (2,096)	462,02 (0,977)	6,937 (0,013)	911,22 (3,362)	-15,122 (-0,034)
Tendência	—	—	—	—	—	—	—
PDJ	9.335,2 (2,405)	7.031,3 (1,960)	15.193 (1,186)	21.095 (1,368)	65.607 (2,902)	10.417 (1,663)	40.686 (2,896)
PCJ	—	—	—	—	—	6.196,0 (1,267)	130.275 (2,498)
DR	-2.615,8 (-4,498)	—	—	—	—	2.993,2 (-3,092)	—
Dmérico	-3.080,5 (-2,329)	—	3.016,6 (-2,226)	—	—	-2.994,9 (-2,296)	—
Dásia	-5.254,6 (-3,752)	—	5.261,1 (-3,766)	-4.912,5 (-3,537)	-5.351,2 (-5,316)	-5.272,5 (-3,842)	-5.687,3 (8,426)
Drússia	-15.442 (-15,51)	—	15.260 (-14,135)	-14.724 (-13,917)	-13.733 (-12,226)	-15.303 (-14,974)	-12.306 (-9,146)
Dtelebrás	4.152,9 (16,19)	—	4.279,3 (9,922)	4.718,5 (9,092)	5.360,9 (9,215)	4.243,2 (14,991)	6.086,9 (9,233)
Ccont(-1)	0,256 (3,304)	0,370 (1,838)	0,259 (3,009)	0,278 (2,867)	0,278 (2,748)	0,250 (3,127)	0,1791 (1,473)
ARCH(1)	—	—	—	—	—	—	—
ARCH-M	—	—	—	—	—	—	—
Q(20)	19,803 (P = 0,470)	22,164 ^a (P = 0,138)	13,047 (P = 0,875)	10,027 (P = 0,968)	10,991 (P = 0,946)	17,673 (P = 0,609)	11,561 (P = 0,930)
White-het.	1,124	0,287	0,725	0,514	0,705	0,881	1,176
ARCH-LM	6,662**	1,218	2,437	0,970	2,244	6,210	6,707
R ² (%)	76,23	43,29	75,97	72,56	77,23	76,21	80,84

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

^aQ(16), estatísticas t entre parênteses.

grandes o suficiente para comprometer a significância tanto da PDJ quanto da PCJ para o intervalo amostral inteiro. Como no caso do investimento mensal a PDJ já tinha retornado a um certo intervalo de “normalidade” no fim do terceiro trimestre de 1994, não há dificuldade em captar a significância da PDJ a partir de outubro de 1994. Entretanto, no caso do investimento trimestral, os retornos obtidos são referentes a três meses para frente, de modo que no caso da PDJ ainda eram muito elevados (bem mais que os retornos obtidos a partir da PCJ) no último trimestre de 1994, comprometendo os resultados. Ao estimarmos a equação a partir de janeiro de 1995, eliminamos essa dificuldade, sendo possível, portanto, constatar a significância da PDJ.

Estimamos também as equações para os períodos completo e posterior ao Plano Real (a partir de janeiro de 1995) incluindo a PDJ e a PCJ (dado que a não-significância da PCJ para o período anterior ao Plano Real

foi constatada). Os resultados diferem pouco dos obtidos para o prazo mensal e não mudam a conclusão básica da maior importância da PDJ para a explicação do fluxo de capitais. Para o período completo, nenhuma das duas variáveis é significativa ao nível de 95%, mas a PDJ é significativa ao nível de 90% e mais significativa que a PCJ. Para o período posterior ao Plano Real ambas são significativas, mas a PDJ é um pouco mais.

Por fim, temos a série semanal de investimento trimestral, com os dados obtidos a partir dos swaps, começando na primeira semana de abril de 1995 (Tabela 3.30). A conclusão vai na mesma linha dos dados mensais. Tanto a PCJ quanto a PDJ são significativas, mas a PDJ é mais, expulsando a PCJ quando ambas são incluídas na regressão. Aqui a evidência refere-se ao período posterior ao Plano Real, sendo bem mais contundente que os resultados obtidos a partir dos dados mensais, que indicaram significância maior da PDJ, mas ainda assim mantendo a PCJ presente na regressão. Os dados semanais indicam com mais ênfase que a PDJ é mais relevante que a PCJ para o período posterior ao Plano Real.

TABELA 3.30
Retorno coberto e descoberto *ex-post*: dados semanais (swaps)
(Prazo de investimento: três meses)

VARIÁVEIS	04/95-12/98	04/95-12/98	04/95-12/98	04/95-12/98	04/95-12/98	04/95-12/98
Constante	-50.823 (-0,573)	-789.403 (-5,369)	50.328 (0,614)	-186.056 (-0,948)	-53.504 (-0,591)	-821.154 (-5,920)
Tendência	—	—	—	—	—	—
PDJ	26.185.119 (3,619)	20.536.250 (3,140)	—	—	23.146.107 (2,007)	15.292.401 (1,272)
PCJ	—	—	388.998.223 (3,379)	37.057.977 (2,428)	17.309.796 (0,580)	14.514.841 (0,682)
Dásia	-2.963.392 (-1,696)	-3.881.527 (-11,113)	-2.316.512 (-1,303)	-2.743.180 (-5,806)	-2.949.377 (-1,649)	-3.826.250 (-11,682)
Drússia	-2.681.728 (-2,540)	-3.638.913 (-11,248)	-902.573 (-1,8938)	-1.028.679 (-2,261)	-2.519.815 (-2,470)	-3.413.010 (-8,033)
Dtelebrás	6.062.703 (40,357)	6.033.793 (1,088)	6.032.232 (38,531)	6.061.758 (0,201)	6.122.007 (39,036)	6.102.063 (1,164)
Ccont(-1)	0,220 (1,370)	0,290 (4,903)	0,312 (1,885)	0,379 (5,746)	0,221 (1,371)	0,290 (5,219)
ARCH(1)	—	0,171 (9,038)	—	0,171 (1,935)	—	0,171 (9,229)
ARCH-M	—	0,0000007 (17,829)	—	0,0000001 (1,134)	—	0,0000008 (25,302)
Q(20)	18,663 (P = 0,546)	19,558 (P = 0,486)	21,489 (P = 0,369)	26,476 (P = 0,151)	17,955 (P = 0,590)	18,434 (P = 0,559)
White-het.	12,675***	—	8,928***	—	11,210***	—
ARCH-LM	16,757***	3,123*	18,954***	0,262	16,402***	2,590
R ² (%)	50,96	49,30	46,49	46,60	51,17	48,66

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

Portanto, a conclusão geral é que tanto a PCJ quanto a PDJ são importantes para explicar o fluxo de capitais no período. Entretanto, o espaço para arbitragem no caso da PCJ é de duração inferior e se fecha mais rápido que o espaço para lucros descobertos. Alertamos, entretanto, para as tradicionais considerações sobre a robustez dos resultados. Todos naturalmente dependem da estacionariedade das medidas de retorno, que por sua vez possivelmente dependem da forma como foram construídas. Ressaltamos anteriormente as simplificações adotadas na construção das medidas de retorno. Além disso, os intervalos amostrais para as estimações separadas entre os períodos anterior e posterior ao Plano Real são pequenos, podendo comprometer os resultados obtidos. Cautela com as conclusões é recomendável, como sempre.

Cabe uma explicação final, em relação à *dummy* DR. Como mencionamos no Capítulo 2, os dados de câmbio flutuante relativos à movimentação da CC5 só estão disponíveis a partir de 1995. Uma vez que, no segundo semestre de 1994, o fluxo de capitais foi relativamente equilibrado no mercado comercial, investigamos a hipótese de que a apreciação do câmbio nominal nesse período poderia ter decorrido de entradas via flutuante. Mas o Banco Central não operou no mercado de câmbio ou, se operou, o fez marginalmente, dada a estabilidade das reservas internacionais no período. Entretanto, se para os agentes privados a “comunicabilidade” entre os mercados comercial e flutuante parece (ou parecia nesse período) baixa,⁴² para o Banco Central ela é total, de modo que ele em teoria poderia comprar em um e vender no outro, independentemente da natureza da transação, sem acumular reservas. Isso poderia justificar a apreciação: fluxos positivos no flutuante que acabam por forçar a apreciação da cotação do mercado comercial. Para verificar isso, analisamos o gráfico do *spread* entre a cotação do comercial e do flutuante, indicando que este foi negativo no primeiro semestre de 1994 e no primeiro semestre de 1995, porém ligeiramente positivo entre julho e novembro de 1994 (média mensal de 0,58%). Esta última é uma evidência de que as pressões de entrada no flutuante podem não ter sido tão significativas no período em que o Banco Central operou um regime de livre flutuação.

Mas a apreciação nominal do período precisa ser explicada de algum modo, e o argumento acima não nos parece o mais plausível em termos teóricos, ao não considerar um ponto fundamental. Como o Banco Central não interveio no mercado, ou o fez de maneira marginal, uma explicação possível é que o ajuste da taxa de câmbio tenha seguido o roteiro normal de regimes de flutuação sujeitos a um choque de juros: a *tendência* de fluxo cambial positivo força a apreciação, até que a expectativa de desvalorização equilibre os retornos esperados àquela taxa de juros, o *overshooting* tradicional.

De qualquer modo, o que importa na nossa análise é que, mesmo na presença de retornos elevados, o fluxo do comercial foi equilibrado, de modo que a magnitude dos retornos no terceiro trimestre de 1994 é suficientemente grande para afetar negativamente a relação entre as variáveis para o período como um todo. A análise fica comprometida se não considerarmos uma forma de corrigir essa distorção de curta duração. Por isso a inclusão da *dummy*.

Outra consideração a favor da inclusão da *dummy* é que possivelmente dispor dos dados do fluxo do flutuante no segundo semestre de 1994 não faria muita diferença em nossa análise, em nenhuma das duas explicações consideradas acima. Se a explicação da apreciação em função de um fluxo marginal na presença de juros altos e câmbio flutuante for a correta, a inclusão do fluxo do flutuante não seria necessária, pois nesse caso os fluxos seriam marginais, sem poder para alterar as relações empíricas das variáveis de retorno com o fluxo global documentadas acima. Se, por outro lado, tiverem existido fluxos grandes no flutuante, sua inclusão provavelmente reforçaria os resultados no sentido da relevância empírica das medidas de retorno. Assim, não nos parece haver custo em não dispor desses fluxos, nem em incluir a *dummy* para o período de flutuação, o que nos permite uma confiança cautelosa nas conclusões. De qualquer modo, acreditamos que a hipótese da dinâmica do modelo de *overshooting* é a mais provável.

Por fim, o fato de não dispormos dos dados da CC5 para o período anterior ao Plano Real também não nos parece um problema, porque até antes de julho de 1994 o Banco Central operou uma política de manter o câmbio real fixo (do início de 1992 até antes do Plano Real), de modo que fluxos grandes acabam por aparecer na variação das reservas internacionais. Até o primeiro semestre de 1994 o movimento de reservas praticamente segue o fluxo de dólares pelo mercado comercial, indicando que as entradas do flutuante não devem ter sido grandes, pois do contrário o Banco Central seria obrigado a comprar, dado objetivo de manter o câmbio real fixo.

3.4. Avaliação do grau de efetividade dos controles de capital

Para uma avaliação do grau de sucesso dos controles sobre o fluxo de capital, primeiramente é importante definir como é possível medir esse sucesso. Seguindo Dooley (1996), uma definição possível de sucesso é a obtenção de um padrão de comportamento diferente para as principais

variáveis macroeconômicas nos países que adotam controles de capital e naqueles que não os adotam, por um período longo de tempo. Por exemplo, a tentativa de manter a taxa de juros doméstica abaixo da taxa internacional tende a acentuar a saída de capital. Se o Banco Central operar fixando a taxa de câmbio, haverá uma pressão sobre as reservas internacionais, que levará ou ao abandono do câmbio fixo ou ao aumento da taxa de juros. A instituição de controles de capital, nesse caso sobre as saídas, pode em tese prolongar o período de vigência de uma taxa de juros doméstica abaixo da internacional. Por outro lado, uma medida de sucesso pode ser a habilidade de prolongar a vida de um regime de política econômica inconsistente, ao impedir que o livre fluxo de capitais possa desestabilizar o setor externo da economia e obrigar a autoridade a reformular a política econômica.

A literatura internacional é relativamente consistente no sentido de evidenciar que o sucesso medido a partir das definições acima ocorre em prazos curtos. Se não acompanhados de uma política econômica consistente, ou pelo menos da expectativa dos agentes de que a política se moverá nessa direção em um prazo mensurável, os controles perdem rapidamente a efetividade.

O caso brasileiro não foi diferente. Se, por um lado, o período 1992/meados de 1993 foi caracterizado basicamente por uma tendência marcante no sentido de entrada de capitais, encarada como desejável por parte das autoridades, não detonando, portanto, nenhuma série de medidas mais fortes para impedi-la, por outro, o período a partir do segundo semestre de 1993 foi marcado por uma alternância de fortes entradas e fortes saídas de capitais.

Quando em períodos de abundância de capitais externos (julho de 1993/ fim de 1994, abril de 1995/outubro de 1997 e março de 1998/julho de 1998), o Banco Central adotou restrições dos mais variados tipos, conforme descrito acima, elevando, por exemplo, o IOF incidente na entrada de capitais através dos mecanismos CC5 e Anexo VI e escalonando as alíquotas para entradas decorrentes de emissão de bônus no exterior, de modo a penalizar entradas decorrentes de emissões de prazo mais curto. Foram estabelecidas diferentes alíquotas de imposto de renda sobre o retorno dos títulos objeto de investimento dos fundos de capital estrangeiro. Além disso, foram instituídos mecanismos quantitativos, na forma de limitações quanto à composição das carteiras dos fundos de capital estrangeiro, impedimento para a realização de operações com derivativos por parte de investidores não-residentes, alterações nos limites para posições em dólares compradas e vendidas dos bancos autorizados a operar no merca-

do de câmbio, entre outros. Por outro lado, em períodos de escassez de capital, em função de causas domésticas e/ou externas (dezembro de 1994/abril de 1995, outubro de 1997/março de 1998 e após agosto de 1998), o Banco Central facilitou a entrada de capitais, revogando parte ou a totalidade dos impedimentos e dos custos descritos acima.

Assim, houve uma tentativa de gerenciamento, até onde possível, de modo a tentar diminuir o grau de sensibilidade do fluxo de capitais às várias oscilações relativas dos juros internos e externos ao longo do período em questão e, conseqüentemente, minimizar o impacto desses fluxos sobre a administração da política monetária doméstica. Ao longo da década de 90, a tendência foi sempre de liberalização das saídas de capitais, de modo que não houve nos períodos de crises medidas fortes no sentido de reverter esse processo, mas sim um gerenciamento dos mecanismos para a entrada de capitais, ora facilitando, ora dificultando esses movimentos. Nem durante o ataque especulativo detonado após a crise russa, quando o país perdeu US\$ 40 bilhões e viu-se na iminência de uma desvalorização, houve movimento firme por parte das autoridades no sentido de dificultar a saída de capitais. Isso decorre do argumento de que dificultar a saída poderia acabar com as entradas, ou com a chance que restava de alguma entrada. Por outro lado, também é conhecido o argumento de que em períodos de abundância de capitais o relaxamento dos controles para saída de capitais pode não ser bem-sucedido, uma vez que a perspectiva de liberdade de saída maior pode contribuir para atrair mais capitais.

Cardoso e Goldfajn (1997) chegam a conclusões similares a partir de uma análise formal, ao modelarem o comportamento do governo na tentativa de gerenciamento do fluxo de capitais através da construção de um índice de controles de capital: a) o governo respondeu endogenamente aos fluxos no período, “aumentando os controles para entrada em períodos de abundância de capitais e relaxando os controles em períodos de escassez”; e b) “os controles foram efetivos temporariamente em alterar o nível e a composição dos fluxos mas não tiveram efeitos sustentáveis no longo prazo”.

O que nos parece evidente, a partir dos resultados da análise univariada da PCJ e da PDJ, é que as medidas de controle de capital não evitam a rápida arbitragem dos mercados. O espaço para manutenção de um diferencial de juros positivo a partir de intervenções da autoridade monetária no fluxo de capitais é maior e mais prolongado no caso de retornos descobertos, em função da esterilização. Porém, mesmo estes não permanecem por longo período de tempo, quando o fluxo se torna grande. Conforme vimos, já no fim de 1993 o Banco Central começou a limitar as janelas de

oportunidade. Essa é uma consideração importante, pois implicaria que a autoridade monetária pode ser bem-sucedida em atrair capital externo disposto a correr o risco cambial, dado que as oportunidades de arbitragem (sem risco) desaparecem mais rápido. No entanto, para o mercado estar disposto a correr o risco cambial, os fundamentos precisam estar de acordo com retornos esperados positivos. Em última instância, isso é o mesmo que afirmar que a política econômica não pode padecer de fragilidades graves, pois nesse caso não há juro suficiente para atrair capital nem controle suficiente para evitar a fuga de capital.

Além disso, apesar de ficar claro (como regra geral, mas não sempre) o objetivo de obter uma composição do fluxo de capitais crescentemente direcionada em capital de mais longo prazo, nem sempre o Banco Central foi bem-sucedido nesse objetivo. A eclosão de uma crise sempre redirecionou a ação no sentido da atração de capital de prazos mais curtos e, mesmo quando essas entradas se tornavam desestabilizadoras, o progresso em limitá-las ocorreu lentamente. Assim, apesar de ter mantido ao longo do período completo (notavelmente a partir de 1995) uma tendência sempre crescente de acumulação de reservas (no sentido de que o nível de equilíbrio das reservas após uma crise sempre foi superior ao equilíbrio imediatamente anterior), a vulnerabilidade do país a reversões bruscas de fluxo foi evidente. Isso talvez não decorra apenas da natureza do fluxo de capitais, de curto ou longo prazo, mas muito provavelmente também da percepção de fragilidade dos fundamentos econômicos. Quando há deterioração dos fundamentos, a saída de capitais ocorre a partir de “fontes” às vezes inesperadas e ligadas a fluxos anteriores considerados de longo prazo, como, por exemplo, a acelerada saída referente a lucros de dividendos nos meses seguintes à crise russa. Se considerarmos ainda as remessas através do flutuante, que passaram a contar com uma parcela maior de residentes nesses meses, fica evidente que a vulnerabilidade não pode ser medida apenas pelo estoque de capital de curto prazo.

3.5. O mercado de câmbio: uma análise básica e sugestões para pesquisa futura

Uma vez indicado que os desvios da PCJ são transitórios e reverterem à média no caso brasileiro, apesar de potencialmente significativos em uma análise de mais curto prazo, passamos agora à investigação das propriedades do mercado de câmbio brasileiro propriamente dito, nos anos 90, utilizando o referencial teórico descrito no Capítulo 1. Estimamos as várias equações partindo do teste comum para verificar a questão de um even-

tual viés de previsão no mercado futuro, através da equação (7). Também exploramos a decomposição de Fama (1984) e construímos uma *proxy* para o retorno esperado a partir dos retornos realizados. *A característica mais marcante é a grande disparidade de resultados para os períodos anterior e posterior ao Plano Real, o primeiro com evidências apontando para a eficiência do mercado de câmbio e o segundo indicando claramente a existência de um viés de previsão no mercado futuro.* Discutimos as razões para essa disparidade argumentando que a indicação da equação (7), no sentido da inexistência de um viés para o período anterior ao Plano Real, é espúria e pode decorrer do fato de as séries das taxas de câmbio à vista e futura parecerem ser integradas de ordem 2, conforme evidências da literatura, fato que desaparece com o Plano Real. Após essa constatação, são discutidos os motivos para a existência do viés de previsão, entre eles a eventual presença de um prêmio de risco, além das explicações alternativas em função de problemas de amostra, principalmente o problema do peso.

3.5.1. *Investigação inicial da eficiência do mercado de câmbio no Brasil*

Estimamos a seguir a equação (7) do Capítulo 1. A hipótese nula $\beta = 1$, indicando que não há viés de previsão no mercado futuro, significa que o mercado de câmbio é eficiente. A rejeição dessa hipótese não indica necessariamente que há ineficiência de mercado, podendo existir um prêmio de risco em função de investidores com aversão ao risco que separe a taxa futura da futura taxa à vista realizada.

As Tabelas 3.31 e 3.32 mostram a estimação da equação (7) para os variados prazos e períodos amostrais e permitem visualizar a diferença obtida na estimação da equação (7) para os três períodos amostrais (antes do Plano Real, depois do Plano Real e o período completo). Nas amostras que se encerram antes do Plano Real os resultados indicam que não há viés de previsão no mercado futuro, isto é, $\beta = 1$, ao contrário da ampla evidência na literatura internacional em favor da existência de um viés significativo quando a hipótese de eficiência é testada a partir da equação (7), encontrando não apenas $\beta < 1$, mas muitas vezes $\beta < 0$.⁴³ Para a amostra completa (de 1991 a 1998), as evidências ainda apontam para a eficiência para o período trimestral, embora para o período mensal a hipótese nula $\beta = 1$ seja rejeitada, apesar de estar muito próximo de 1 (0,96). Para o período posterior ao Plano Real, a hipótese nula é fortemente rejeitada para ambos os períodos nos dados mensais. Além disso, os dados diários e semanais do câmbio *forward* obtido a partir das séries de swaps trimestrais também apontam para significativo viés de previsão a partir de 1995.

TABELA 3.31

Especificação $\Delta s_{t+k}^e = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados mensais)

PERÍODO (Dados Mensais)	α	β	ESTATÍSTICA t ($\beta = 1$)	ESTATÍSTICA F ($\alpha = 0, \beta = 1$)	R^2	Q(20)	PROBABI- LIDADE
Mensal (01/91-12/98)	-0,008 (0,0023)	0,960 (0,013)	-2,97***	32,78***	0,9818	21,45	0,371
Mensal (01/91-06/94)	-0,023 (0,009)	1,013 (0,035)	0,371	23,26***	0,9535	13,50	0,855
Mensal (07/94-12/98)	0,0009 (0,003)	0,252 (0,233)	-4,18***	13,73***	0,022	39,57	0,006
Trimestral (01/91-12/98)	-0,020 (0,010)	0,972 (0,021)	-1,33	8,28***	0,957	78,06	0,000
Trimestral (01/91-06/94)	-0,041 (0,065)	1,000 (0,089)	0,005	2,79	0,77	40,09 Q(16)	0,001
Trimestral (07/94-12/98)	0,005 (0,008)	0,246 (0,210)	-3,59***	18,60***	0,025	43,67	0,001

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

TABELA 3.32

Especificação $\Delta s_{t+k}^e = \alpha + \beta(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados diários e semanais)

PERÍODO	α	β	ESTATÍSTICA t ($\beta = 1$)	ESTATÍSTICA F ($\alpha = 0, \beta = 1$)	R^2	Q(20)	PROBABI- LIDADE
Dados (90 dias)							
24/01/95-30/12/98 (diário)	0,011 (0,0005)	0,292 (0,016)	-44,25***	1569,2***	0,270	4421,8	0,000
28/04/95-30/12/98 (semanal)	0,009 (0,0008)	0,370 (0,025)	-25,20***	608,1***	0,543	194,6	0,000

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

Argumentamos que a não rejeição da hipótese nula de eficiência de mercado no caso brasileiro para o período anterior ao Plano Real decorre do fato de a estimação da equação (7) ser inválida.

Internacionalmente, na literatura foi comum por algum tempo (principalmente nas fases iniciais da investigação) testar a hipótese da ausência de viés a partir de uma especificação diferente da equação (7), a chamada “especificação em nível”:

$$f_t = \alpha + \beta s_t + \eta_{t,t+k}$$

Quando testada a partir da equação acima, na esmagadora maioria dos casos a hipótese de ausência de viés não pôde ser rejeitada. Muitos estudos apresentam ambas as especificações, com os resultados distintos. A ambigüi-

GRÁFICO 3.74

Equação (7): dados mensais ($k = \text{um mês}$) – jan. 1991/jun. 1994

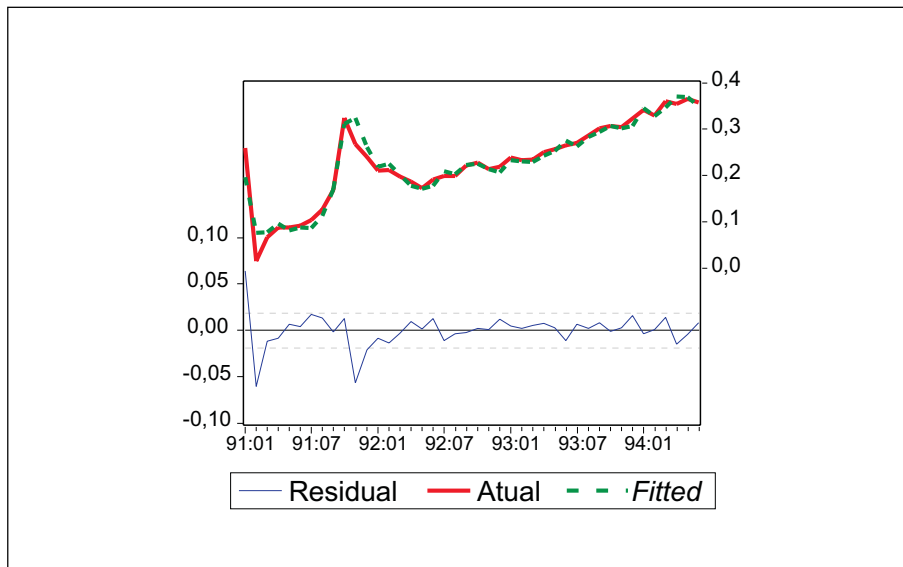


GRÁFICO 3.75

Equação (7): dados mensais ($k = \text{um mês}$) – jan. 1991/dez. 1998

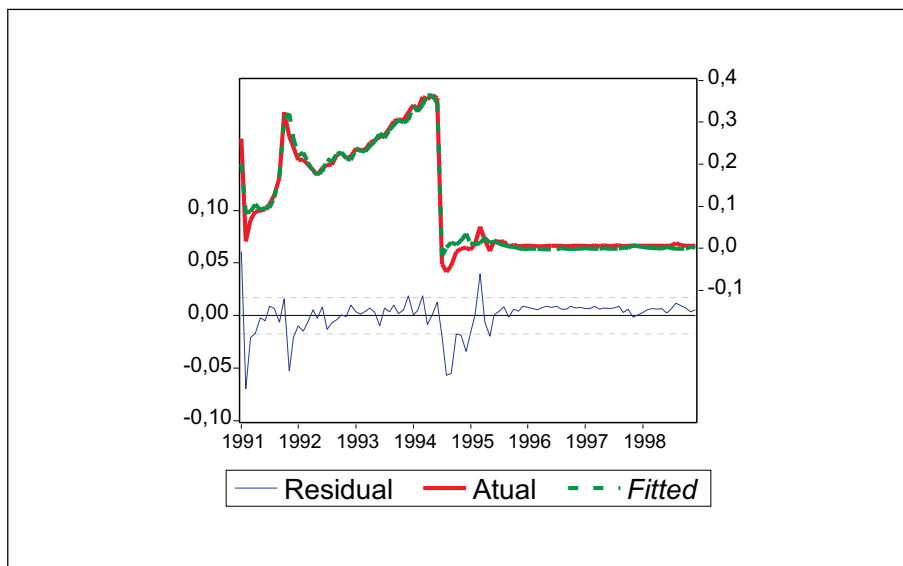


GRÁFICO 3.76

Equação (7): dados mensais ($k = \text{um mês}$) – jul. 1994/dez. 1998

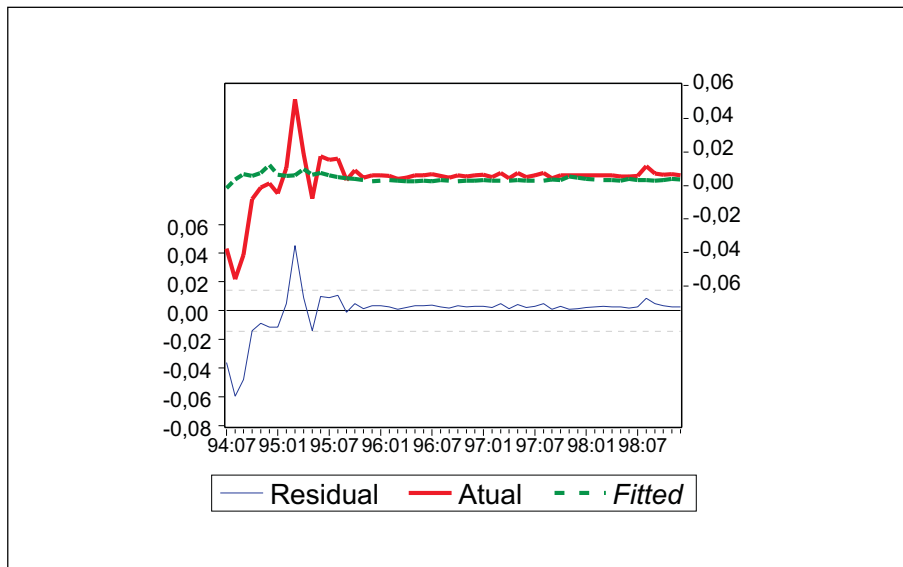


GRÁFICO 3.77

Equação (7): dados mensais ($k = \text{três meses}$) – jan. 1991/fev. 1994

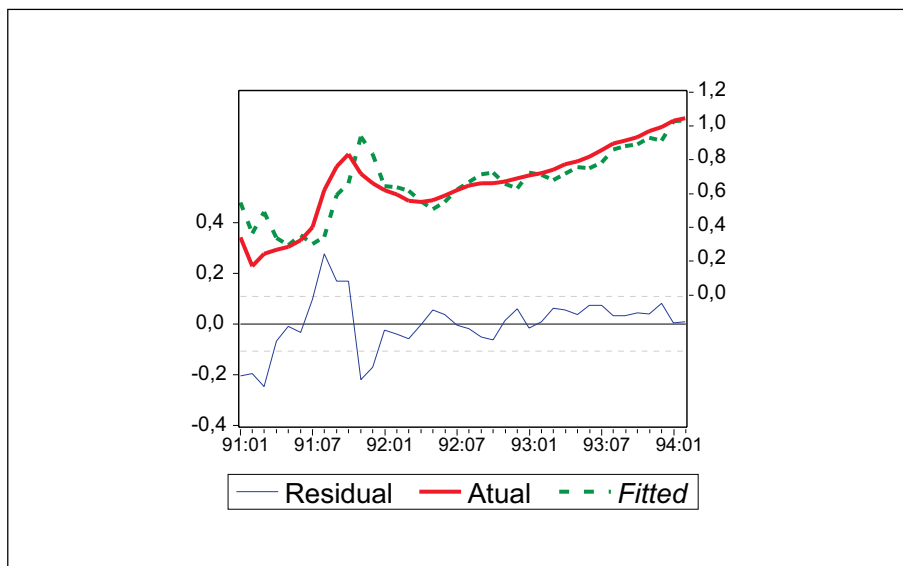


GRÁFICO 3.78

Equação (7): dados mensais ($k = \text{três meses}$) – jan. 1991/dez. 1998

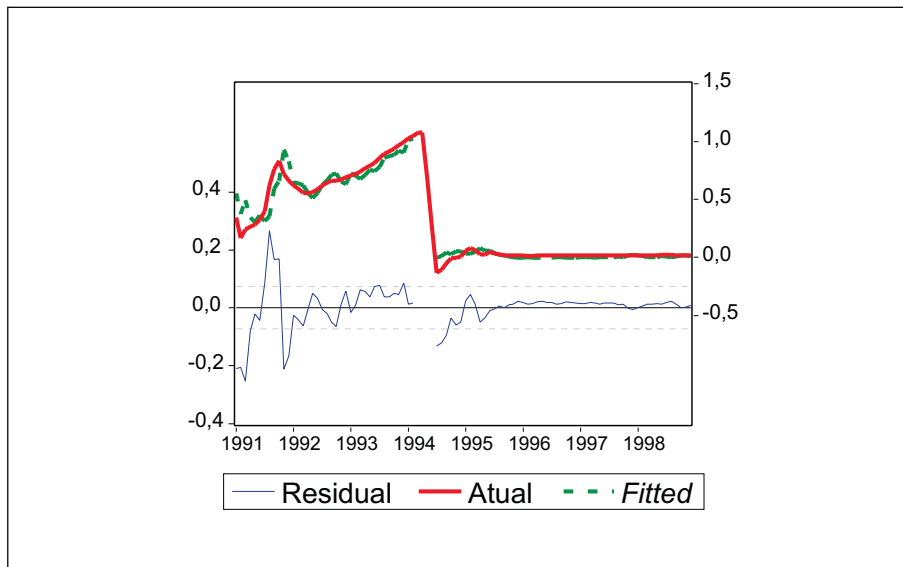


GRÁFICO 3.79

Equação (7): dados mensais ($k = \text{três meses}$) – jul. 1994/dez. 1998

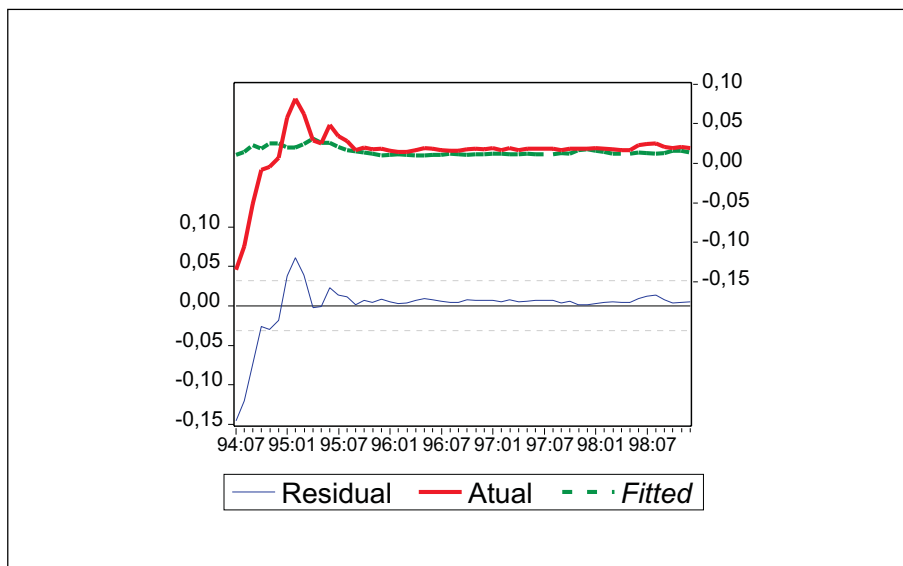


GRÁFICO 3.80

Equação (7): dados diários – 24/01/95 a 30/12/98

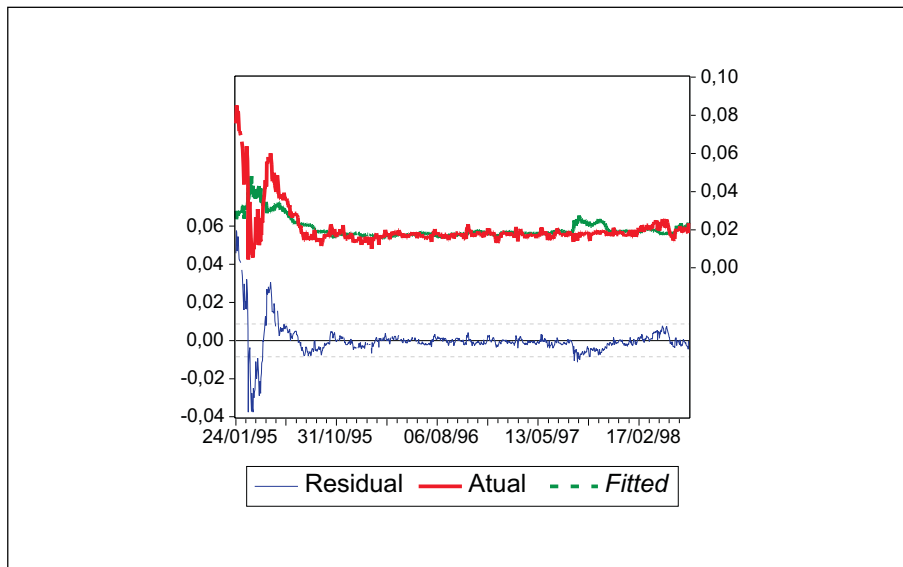
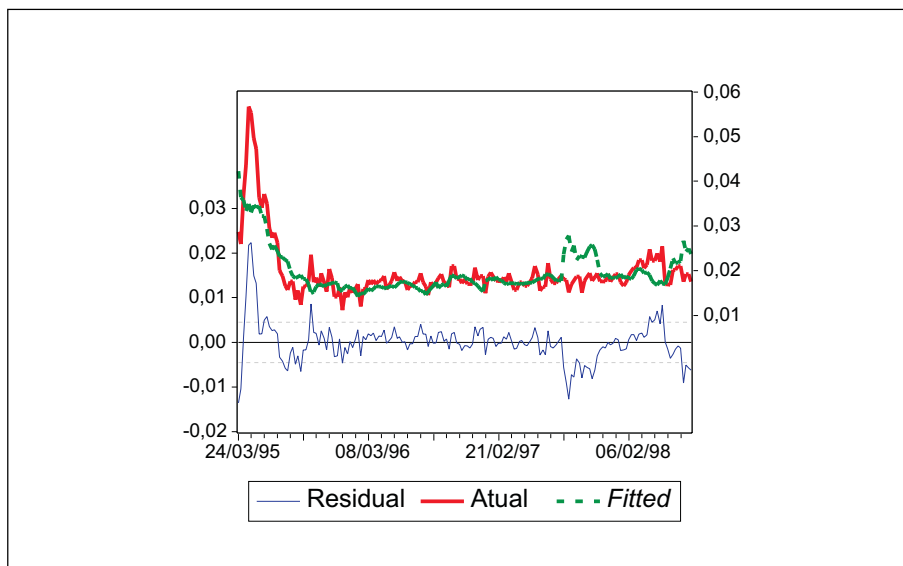


GRÁFICO 3.81

Equação (7): dados semanais – 24/03/95 a 18/12/98



dade decorre do fato de haver ampla evidência internacional de que tanto a taxa de câmbio futura quanto a taxa à vista apresentam uma raiz unitária, sendo, além disso, co-integradas. Portanto, a especificação em nível mostra-se incompleta, pois na verdade leva em conta apenas a relação de longo prazo entre f_t e s_t , conduzindo erroneamente à não rejeição da hipótese $\beta = 1$ qualquer que seja o valor verdadeiro de β , pois a existência de co-integração força β na direção de 1. Para que a especificação fique completa, é necessária a inclusão de um termo de correção de erros em uma VAR de f_t e s_t na primeira diferença. A especificação na forma da equação (7) não apresenta esse problema, uma vez que os estudos internacionais concluem que a variação da taxa de câmbio à vista e o prêmio futuro são estacionários.

Entretanto, no caso brasileiro, as séries de taxa de câmbio à vista e futura são integradas de ordem 2, o que significa que a variação da taxa de câmbio à vista e o prêmio futuro não são estacionários, contendo uma raiz unitária, conforme demonstrado no capítulo anterior. Isto é suficiente para comprometer os resultados da equação (7).

Se na literatura internacional a investigação da existência de viés de previsão no mercado futuro a partir da equação (7) elimina o problema de não estacionariedade das variáveis, no caso brasileiro essa especificação não é suficiente. Para captar a dinâmica de curto prazo, seria necessário considerar os resíduos da equação (7) como sendo o termo de correção de erros em uma especificação VAR na primeira diferença da taxa de desvalorização cambial e do prêmio futuro. Para que isso seja possível, é necessário que a desvalorização cambial e o prêmio futuro sejam co-integrados. Os testes de co-integração na metodologia proposta por Johansen (não reportados) rejeitam a hipótese nula de ausência de co-integração entre a taxa de desvalorização cambial e o prêmio futuro, indicando a existência de um vetor de co-integração. A análise (não reportada) de co-integração a partir da metodologia de Engle e Granger também indica co-integração, ao rejeitar a hipótese nula de que os resíduos de uma regressão em nível da taxa de desvalorização cambial e do prêmio futuro contêm uma raiz unitária. Isso ocorre para os dados mensais de um e três meses de prazo. Portanto, seria possível completar o modelo em uma formulação VAR com um termo de correção de erros. Não faremos tal análise aqui.

Por outro lado, as séries da taxa de desvalorização cambial e do prêmio futuro são estacionárias para o período posterior ao Plano Real, de modo que os resultados da equação (7) para este período são consistentes. Os resultados indicam claramente a rejeição da HNAV de previsão no mercado futuro a partir de julho de 1994. As razões desse viés podem ser muitas, conforme vimos no Capítulo 1.

3.5.2. Investigação dos retornos esperados no mercado de câmbio

Estimamos a equação abaixo da mesma maneira que Fama (1984):

$$f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta_2 (f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$$

Os resultados estão na Tabela 3.33. As hipóteses testadas são equivalentes às da equação (7), no sentido de que, se não houver viés no mercado futuro, então o retorno realizado deve ser imprevisível a partir de qualquer variável presente no conjunto de informações X dos agentes. A evidência internacional mostra que os retornos realizados são voláteis e contêm um componente previsível, também volátil e serialmente correlacionado. Conforme discutimos no Capítulo 1, a natureza desse comportamento ainda não é consensual, se oriunda da existência de um prêmio de risco ou de erros de previsão. A complementaridade com os resultados da equação (7) é evidente. Fica clara a significância do viés para o período posterior ao Plano Real em todas as especificações, do mesmo modo que ficou estabelecido na equação (7) para os mesmos intervalos amostrais.

As mencionadas dificuldades em trabalhar de maneira robusta com as séries para o período anterior ao Plano Real também se aplicam na especificação que tem o viés como variável dependente. Além disso, é introduzida uma nova dificuldade. Testamos a presença de uma raiz unitária na série do viés de previsão do mercado futuro e rejeitamos fortemente

TABELA 3.33

Especificação $f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta_2 (f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ (dados mensais)

PERÍODO (Dados Mensais)	α	β_2	ESTATÍSTICA t ($\beta_2 = 0$)	ESTATÍSTICA F ($\alpha = 0, \beta_2 = 0$)	R^2	$Q(20)$	WHITE HETER.	ARCH-LM (1)
Mensal (01/91-01/98)	0,008 (0,002)	0,0398 (0,013)	2,95***	32,78***	0,085	21,45 ($P = 0,371$)	0,470 ($P = 0,626$)	31,87***
Mensal (01/91-06/94)	0,023 (0,009)	-0,013 (0,035)	-0,373	23,26***	0,003	13,50 ($P = 0,855$)	0,649 ($P = 0,527$)	13,14***
Mensal (07/94-12/98)	-0,0009 (0,003)	0,747 (0,233)	3,20***	13,73***	0,165	39,57 ($P = 0,006$)	0,279 ($P = 0,757$)	22,20***
Trimestral (01/91-12/98)	0,021 (0,010)	0,026 (0,021)	1,24	8,39***	0,016	78,13 ($P = 0,000$)	7,810*** ($P = 0,000$)	50,92***
Trimestral (01/91-06/94)	0,041 (0,065)	-0,0004 (0,089)	-0,005	2,79	0,0001	40,09 ($P = 0,001$)	1,652 ($P = 0,206$)	12,72***
Trimestral (07/94-12/98)	-0,005 (0,008)	0,754 (0,211)	3,57***	19,13***	0,197	43,57 ($P = 0,002$)	0,0401 ($P = 0,961$)	322,00***

Obs.: Desvio-padrão entre parênteses.

* Significativo a 10%.

** Significativo a 5%.

*** Significativo a 1%.

a hipótese nula de uma raiz unitária, para a série completa e para os intervalos utilizados nas equações, ou seja, o viés é estacionário para todo o período amostral. Já estabelecemos que o prêmio futuro é $I(1)$ para o período anterior ao Plano Real. Portanto, a equação acima, estimada para o período anterior ao Plano Real, não apresenta resultados consistentes. No caso da equação (7), que tem a desvalorização cambial como variável dependente, a especificação está incompleta, sendo necessária a estimação de um modelo de correção de erros. No caso da especificação com o viés, as variáveis têm ordem de integração diferente e, portanto, não são co-integradas. Para o período posterior ao Plano Real, não há esse problema, dada a estacionariedade de ambas.

Assim, para investigar o viés nos concentramos no período posterior ao Plano Real, quando ambas as variáveis são estacionárias. A significância do prêmio futuro para esse período, em todas as especificações, indica que um pedaço desse retorno realizado pode ser previsto por variáveis presentes no conjunto X de informações disponível aos agentes, sendo possível estimar um retorno esperado, se mantivermos a hipótese de expectativas racionais. Basta (tentar) assegurar que o conjunto X seja o melhor possível.

Para tentar modelar um retorno esperado a partir do retorno realizado, seguimos a linha de Cumby (1988). Com a mesma nomenclatura do Capítulo 1, temos que o retorno realizado no mercado futuro é dado por:

$$er_{t+k} = \text{viés} = s_{t+k} - f_t$$

A HNAV no mercado futuro significa que o retorno esperado deve ser igual a zero, o que equivale a verificar se, em uma amostra grande, o retorno realizado é imprevisível. Para tanto é necessário testar a significância dos regressores presentes no conjunto de informações dos agentes. Se alguma variável do conjunto de informações X incluída entre os regressores for significativa, então a HNAV é rejeitada. Nesse sentido, as estimações apresentadas acima na forma de $f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta_2(f_{t,t+k} - s_t) + \eta_{t,t+k}$ são suficientes para mostrar que a hipótese de retornos realizados imprevisíveis é rejeitada para o período posterior ao Plano Real e para os dados mensais referentes ao período anterior.

O prêmio de risco sob a hipótese de expectativas racionais é dado pelo retorno esperado no mercado futuro:

$$PR = E_t er_{t+k} = per = E_t (s_{t+k} - f_t)$$

Uma boa *proxy* para esse retorno esperado é o valor estimado a partir de uma regressão sobre um conjunto de informações X disponível aos agentes:

$$per = \phi X_t + \varepsilon_t$$

onde ε_t é o erro de projeção, ortogonal por construção a X_t . Como per não é observável, podemos trabalhar com os retornos realizados, que podem ser decompostos entre os retornos esperados e um erro de previsão η_t . Assim, temos a combinação das duas equações acima:

$$er_{t+k} = \phi X + \eta_t + \varepsilon_t = \phi X + \mu_t$$

Os valores estimados dessa regressão, \tilde{per} , são utilizados como *proxy* para o retorno esperado. A construção de uma *proxy* para os retornos esperados requer que busquemos a melhor representação possível para X , de modo que o erro de previsão ε_t seja o menor possível, no caso-limite *white-noise*. Nesse sentido, qualquer variável que possa oferecer alguma explicação para o comportamento do retorno realizado pode ser utilizada.

Entretanto, mesmo que ε_t seja *white-noise*, μ_t não será necessariamente *white-noise*, uma vez que pode haver superposição de dados, isto é, um intervalo de coleta de dados menor que o intervalo de previsão (a duração do investimento). Se isso ocorrer, η_t será autocorrelacionado. Somente se o intervalo de coleta de dados for menor ou igual ao intervalo de previsão os erros não serão correlacionados. A função de autocorrelação de $\eta_{t,t+k}$ será zero somente para $i \geq [k] + 1$, onde $[k]$ representa o inteiro mais próximo menor que k .⁴⁴ Por exemplo, caso o investimento seja trimestral e as observações sejam mensais, os resíduos seguirão um processo MA(2), se não houver viés. Isso decorre do fato de que informações disponíveis após a realização do investimento inicial tornam-se disponíveis ao longo do prazo do investimento, provocando uma representação MA nos resíduos. Assim, a hipótese de ausência de viés é compatível com resíduos *white-noise* apenas para os dados relativos ao investimento de prazo mensal. Para o investimento de prazo trimestral, os resíduos serão MA(2) para os dados mensais e MA(12) para os dados semanais.⁴⁵

Seguimos, portanto, Cumby e modelamos os retornos esperados a partir da regressão dos retornos realizados no prêmio futuro e no quadrado do prêmio futuro. Os resultados são apresentados na Tabela 3.34 e nos Gráficos 3.82 a 3.85, para as séries mensais (um e três meses de prazo).

TABELA 3.34

Especificação $s_{t+k} - f_t = \alpha + \beta_1 (f_{t,t+k} - s_t) + \beta_2 (f_{t,t+k} - s_t)^2 + \eta_{t,t+k}$

PERÍODO	β_1	β_2	ESTATÍSTICA F ($\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$)	R^2	Q(20)	WHITE HETER.	ARCH- LM (1)
Dados mensais							
07/94-12/98 (mensal)	0,32 (1,12)	15,55 (2,02)	16,91***	20,19	35,95 (0,016)	1,39	18,31***
07/94-12/98 (trimestral)	-0,18 (-0,75)	-7,88 (-2,47)	17,26***	86,71	23,26 (0,181)	1,03	1,81

Fica claro pelos Gráficos 3.82 a 3.85 a presença de retornos nominais esperados diferentes de zero, que mostram elevada volatilidade entre julho de 1994 e julho de 1995, apresentando estabilidade a partir daí, com variações relativamente leves nos períodos seguintes às crises asiática e russa. As medidas dos retornos esperados são dependentes das variáveis instrumentais. Por exemplo, a inclusão do viés defasado em um período não elimina a volatilidade característica dos primeiros 18 meses do Plano Real, mas aproxima os retornos esperados de zero entre janeiro de 1996 e julho de 1997. Sem dúvida a análise pode ser melhorada. Aqui nos limitamos a levantar algumas hipóteses para esse comportamento, deixando sua investigação para pesquisa futura.

- Pode existir um prêmio de risco. O fato de os retornos esperados acima não mostrarem volatilidade (com os regressores que utilizamos, mas poderiam ser outros) pode facilitar a sua modelagem como um prêmio de risco, uma vez que a constatação internacional é que os co-movimentos dos retornos esperados e das covariâncias condicionais entre esses retornos e o consumo são baixas. As dificuldades de modelar isso no caso brasileiro não são pequenas.
- Os retornos esperados foram definidos em termos nominais, de modo que constatar que eles são diferentes de zero não é necessariamente incompatível com neutralidade ao risco. Haverá aversão ao risco se os retornos esperados definidos em termos reais forem diferentes de zero.
- A volatilidade maior logo após o Plano Real pode decorrer de um regime de aprendizagem à nova política econômica. Dado que houve mudanças na forma de operação da política cambial entre outubro de 1994 e maio de 1995, essa é uma potencial explicação.
- Para o período a partir de julho de 1995 tivemos estabilidade dos retornos esperados, com breves flutuações nos períodos da crise asiática. No entanto, os retornos esperados são negativos, o que pode decorrer do problema do peso, na medida em que a partir de 1996 a ampliação do déficit em conta corrente do país pode ter contribuído para gerar temo-

GRÁFICO 3.82

Retorno esperado: investimento mensal (dados mensais)
– jul. 1994/jan. 1999
(Em % no período)

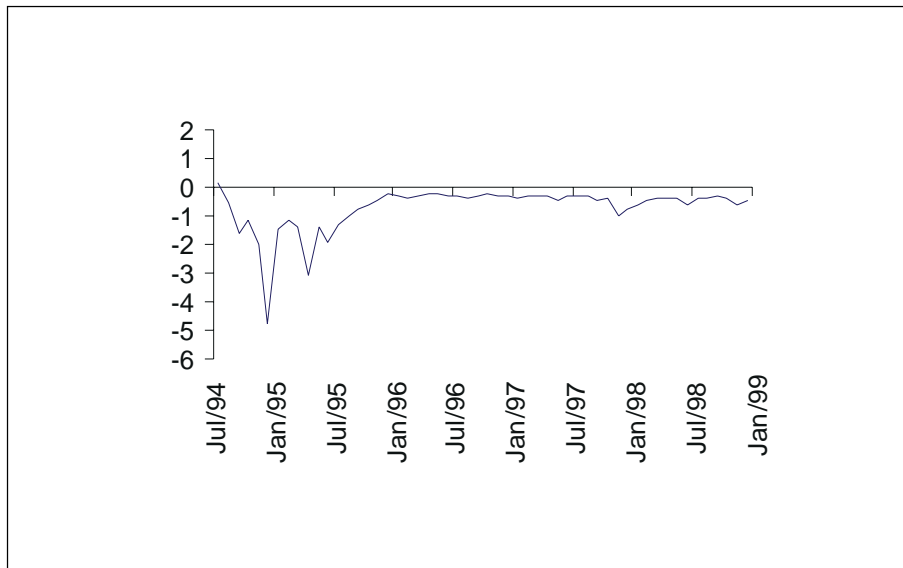


GRÁFICO 3.83

Retorno esperado: investimento mensal (dados mensais)
– GARCH (1,1) – jul. 1994/jan. 1999
(Em % no período)

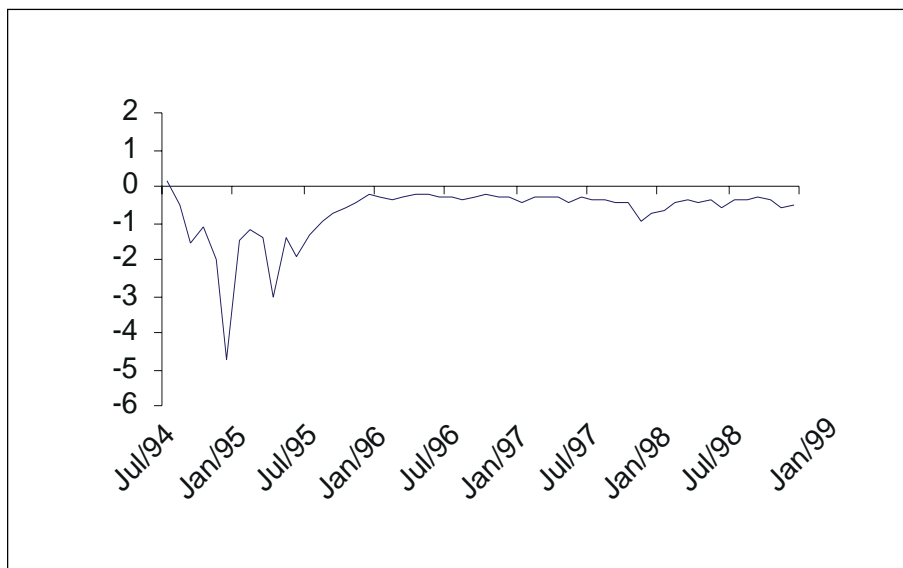


GRÁFICO 3.84

Retorno esperado: investimento trimestral (dados mensais)
 – sem MA(2) – jul. 1994/jan. 1999
 (Em % no período)

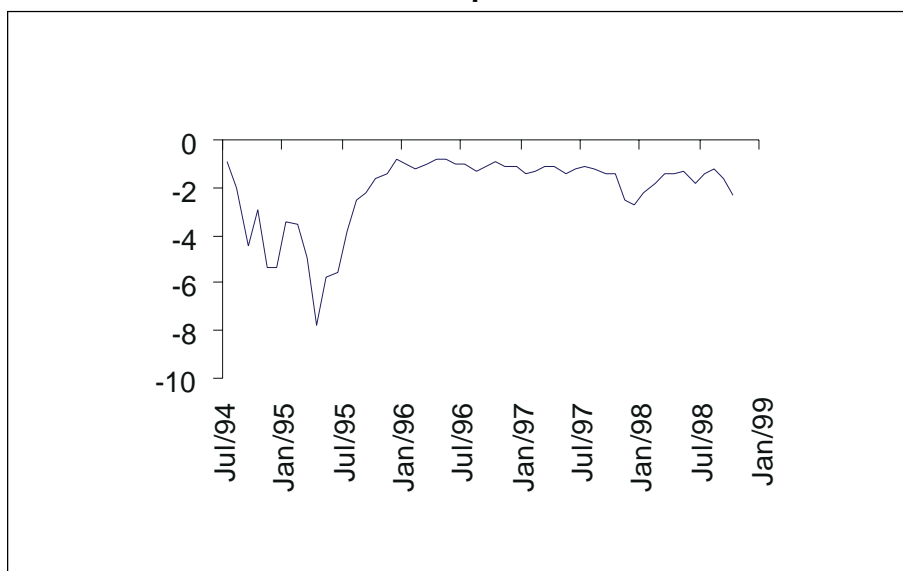
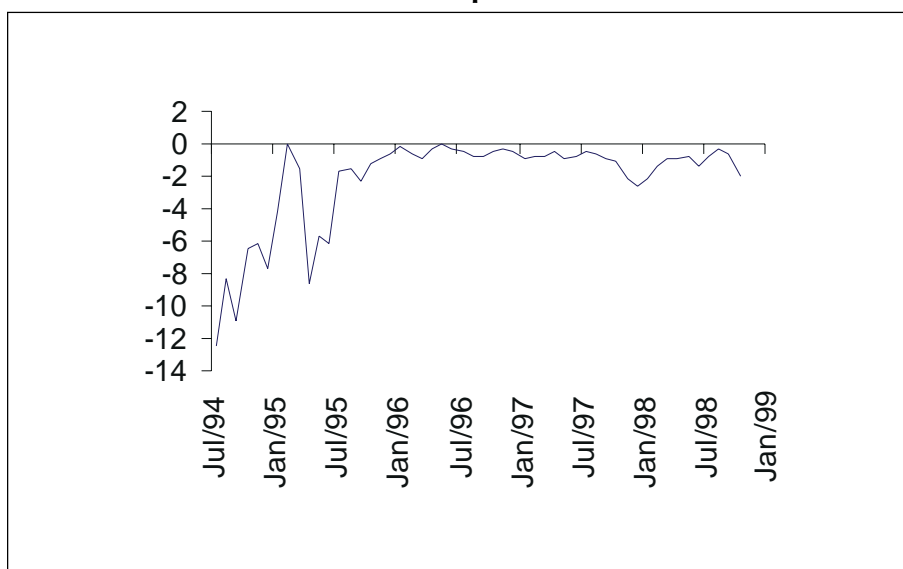


GRÁFICO 3.85

Retorno esperado: investimento trimestral (dados mensais)
 – com MA(2) – jul. 1994/jan. 1999
 (Em % no período)



res quanto à sustentabilidade da política cambial. O mercado pode ter esperado um realinhamento ao longo desse período.

- Uma especificação da função de reação do governo no que se refere à política monetária poderia ajudar, em teoria, a caracterizar o comportamento do mercado futuro, na mesma linha de McCallum (1994). De algum modo a política cambial, os controles de capital e a política monetária podem causar a falha da PDJ *ex-post*.

De qualquer modo, das explicações acima, as que nos parecem particularmente importantes são a terceira e a quarta, embora sua modelagem seja tarefa difícil. Além disso, o intervalo amostral de 4,5 anos é pequeno, dificultando o teste de qualquer tipo de hipótese.

Conclusões

No Capítulo 1 discutimos a literatura que investiga a existência de viés no mercado de câmbio. A constatação empírica dominante é pela presença de um significativo viés de previsão para o período de flutuação após 1973. As conclusões são robustas aos mais variados prazos amostrais e vigoram para as principais moedas. Apesar de uma ampla parcela dos estudos considerar a constatação da existência de um viés equivalente à rejeição da PDJ, mostramos que isso não é correto. Existe uma correspondência entre essas duas condições, mas a PDJ é uma hipótese mais ampla e relevante do ponto de vista econômico. Das explicações aventadas na literatura, nos concentramos em detalhar as principais, desde a eventual existência de um prêmio de risco, passando por problemas de amostra (aprendizagem, problema do peso), modelos com dados de *surveys*, mudanças de regime, funções de reação da autoridade monetária. Em geral, nenhum modelo é capaz de propiciar um quadro descritivo amplo o suficiente e compatível o suficiente com os dados. Se, por um lado, os modelos de prêmio de risco em geral têm suas restrições rejeitadas, sob hipóteses plausíveis de aversão ao risco, os modelos que se baseiam em desvios das expectativas racionais tampouco oferecem uma alternativa operacional e geral. Modelos que mantêm as hipóteses de expectativas racionais e trabalham com a modelagem de eventuais desvios em função de problemas amostrais oferecem um campo poderoso de investigação, mas ainda com resultados pouco satisfatórios. Um potencial campo a ser investigado e que recebeu pouca atenção em comparação com os outros métodos, é a modelagem de funções de reação da autoridade monetária, que podem dirigir decisivamente o processo estocástico das variáveis em questão, gerando a rejeição da PDJ *ex-post*. *O mais provável é que um pouco de cada uma das explicações investigadas possa ter o seu papel no esclarecimento dos motivos da existência do viés de previsão no mercado futuro, e o desafio está justamente em integrá-las.*

No Capítulo 2 mostramos como adaptar a condição de PCJ em condições mais gerais, aplicáveis a países com risco de *default* significativamente diferente. Mostramos uma forma mais cuidadosa de medir a PCJ para o caso brasileiro, incluindo na taxa externa livre de risco o prêmio pago por ativos soberanos brasileiros negociados no exterior, de modo a obter o custo de oportunidade para investimentos no Brasil. A partir do pano de fundo propiciado pela discussão da retomada do fluxo de capitais para a América Latina nos anos 90, e para o Brasil em particular a partir de 1992, mostramos como a política de juros e câmbio seguida pelo país a partir de 1992 possibilitou a atração de capitais e a acumulação de reservas internacionais.

No Capítulo 3 buscamos obter inferências sobre a relevância das medidas de retorno, coberto e descoberto, para a explicação do fluxo de capitais. Constatamos que tanto a PCJ quanto a PDJ são significativas nas regressões, a PCJ para o período posterior ao Plano Real e a PDJ para o período completo. Além disso, de forma geral a PDJ é mais significativa nas regressões que a PCJ para explicar o fluxo de capitais para o Brasil. Detalhamos as propriedades univariadas de ambas, mostrando que a arbitragem faz as oportunidades de retorno coberto desaparecerem mais rapidamente que as oportunidades de lucro *ex-post*, em função da presença do Banco Central no mercado, que manteve abertas as oportunidades de ganho descoberto ao longo de grande parte do período 1992/98, ao esterilizar as entradas de capital. Encontramos fortes evidências de regressão à média de ambas na análise univariada, reversão mais rápida no caso da PCJ. As evidências da análise de co-integração são mais fracas, em função possivelmente de um intervalo amostral relativamente pequeno (sete anos para os dados mensais e 3,5 anos para os diários e semanais), mas ainda assim suportam a reversão à média para os dados mensais (com intervalo amostral maior).

Argumentamos que medidas de controle de capitais permitiram ao Brasil sustentar o diferencial de retornos descobertos fortemente positivos por longo tempo, mas que provavelmente as oportunidades de lucros cobertos ocorreram em prazos específicos, normalmente seguidos às crises internacionais, não sendo possível preservá-las por mais que alguns meses. Mencionamos a evidência encontrada por outros autores sobre a efetividade dos controles de capitais, concluindo, em linha com a literatura, que medidas de controle de capitais têm efeitos de curto prazo sobre o montante e a composição dos fluxos, mas que esses efeitos não parecem ser permanentes. Argumentamos ainda que, mesmo se for constatado o sucesso em minimizar entradas de capitais de curto prazo, isso não é necessariamente suficiente para evitar rápida e significativamente a fuga de capitais, mos-

trando que as reservas internacionais brasileiras caíram rapidamente em cada episódio de crise, a despeito de um nível absoluto crescente até meados de 1998. De fato, a fuga de capitais de residentes e a remessa de recursos a partir de fluxos prévios de entrada considerados de longo prazo mostrou que a vulnerabilidade é maior que a esperada a partir apenas da análise do estoque de capital e curto prazo.

Por fim, discutimos a questão da existência de um viés de previsão da taxa de câmbio futura no mercado brasileiro, mostrando que, para o período anterior ao Plano Real, a evidência de eficiência de mercado é fraca, em função de as séries utilizadas na equação (7) não serem estacionárias, tornando a especificação incompleta. Para o período posterior ao Plano Real encontramos evidências de significativo viés de previsão e apresentamos uma modelagem inicial dos retornos esperados. Concluimos aventando as várias potenciais explicações para a existência do viés, considerando mais plausíveis um período de aprendizagem entre julho de 1994 e março de 1995, um problema do peso a partir daí e possíveis efeitos decorrentes do regime monetário e cambial. Uma investigação mais cuidadosa e detalhada fica para pesquisa futura.

Anexo

Cronologia resumida das principais medidas com impacto sobre o fluxo de capitais. Fontes: Súmulas da Andima (empréstimos em moeda e fundos de capital estrangeiro), Garcia e Barcinski (1996), Cardoso e Goldfajn (1997) e Garcia e Valpassos (1998).

1991

Fevereiro – Definido critério para conversão de dívida em ações para o setor privado para dívidas com vencimento após 1991.

Março – Autorizada a conversão de títulos de dívida externa do governo federal para uso no programa de privatização.

Março – Reduzido o prazo mínimo de empréstimos externos de 10 para cinco anos para isenção de imposto de renda.

Maio – O governo liberaliza o investimento no mercado acionário para investidores institucionais estrangeiros, isentando o lucro de imposto de renda e de ganhos de capital; por outro lado, foi instituída a cobrança de um imposto de renda de 15% sobre o capital remetido ao exterior.

Julho – O governo institui regras para captação de recursos por empresas brasileiras através da emissão de American Depositary Receipts (ADRs).

Setembro – Permitidos os empréstimos externos para financiamento da agricultura.

1992

Janeiro – Liberalizada a participação de investidores estrangeiros na privatização, abolido o período de dois anos de proibição da venda dos ativos adquiridos por estrangeiros no programa de privatização.

Abril – Definido prazo mínimo de 30 meses para captação de recursos no exterior através da emissão de dívida.

Junho – Autorizado o acesso de investidores estrangeiros nos mercados de derivativos.

Julho – Autorizada a emissão no exterior de dívida conversível em ações por parte de empresas residentes no Brasil.

Outubro – Autorizado o investimento de brasileiros no exterior, com autorização do Banco Central para investimento superior a US\$ 1 milhão.

Outubro – Estendido o prazo mínimo para a emissão de dívida externa para repasse interno a partir da Resolução 63 de um ano para 30 meses.

1993

Junho – Estendido o período mínimo para captação de recursos externos de 30 para 36 meses.

Junho – O prazo mínimo de empréstimos no exterior para isenção de imposto de renda sobe de 60 para 96 meses.

Julho – Reduzido em 50% o limite da posição de câmbio vendida dos bancos.

Agosto – Proibida a aplicação de recursos externos investidos no Brasil através dos Anexos I a IV em títulos de renda fixa.

Novembro – Instituído IOF de 3% para entrada de capital oriunda de empréstimos externos.

Novembro – Proibida a aplicação de recursos externos investidos no Brasil através dos Anexos I a IV em debêntures, o que decorreu da transferência de várias aplicações em renda fixa para debêntures depois da proibição adotada em agosto.

Dezembro – Criado mecanismo para investimentos externos em fundos de renda fixa a partir dos fundos de renda fixa capital estrangeiro; estabelecido IOF de 5% para essas operações; a partir daí, esse mecanismo agrupou os investimentos externos em títulos de renda fixa.

Dezembro – Proibido o investimento em valores mobiliários de renda fixa através dos Anexos I a IV; com essa medida buscou-se evitar a sintetização de retornos fixos nos mercados de derivativos.

1994

Janeiro – Introduzidas novas restrições para as aplicações a partir do Anexo IV (por exemplo, em moedas de privatização). Segundo Garcia e Valpassos (1998), essa medida teve como objetivo fechar a porta para investimento em NTNs, passível de ser considerada moeda de privatização.

Fevereiro – Estendido o IOF na entrada de capitais para todos os canais para investimentos em portfólio. O limite máximo de taxação foi fixado em 25%. O IOF foi mantido em 0% para investimentos no Anexo IV. Com essa medida, a indicação era de que a qualquer momento seria possível taxar inclusive o Anexo IV.

Março – Fim da autorização automática para emissão no exterior de *commercial paper*, *eurobonds* e outros instrumentos de renda fixa.

Abril – Completado a renegociação da dívida externa soberana nos moldes do Plano Brady.

Julho – Estendido de um ano para dois anos o prazo mínimo de pré-financiamento de exportações.

Agosto – Permitida a contratação de câmbio, o pré-pagamento de empréstimos externos e os financiamentos de importação.

Agosto – Fim do limite máximo de 20% para pagamento à vista de importações financiadas.

Setembro – Permitida a criação de fundos de investimento no exterior, com no mínimo 60% do portfólio composto por ativos brasileiros.

Outubro – Proibida a entrada de capitais a título de antecipação de futuras capitalizações e conversões de dívida em investimento.

Outubro – Eliminado o limite de compra de dólares para viagens internacionais.

Outubro – Várias medidas no sentido de evitar arbitragem de taxa de juros através de operações de financiamento de comércio exterior, entre elas: a) compulsório de 15% sobre os ACCs; b) regras mais duras para evitar a negociação de *performance* de exportação em contratos de ACC (a contratação do ACC obriga a um embarque físico de mercadorias, isto é, obriga a “performar”, existindo um mercado “secundário” de *performance* de exportação; a contratação do ACC sem lastro em uma operação de comércio exterior é proibida); c) redução dos prazos para contratação antecipada de câmbio antes do embarque de mercadorias em operações de

ACC (de 180 para 150 dias em operações de baixo valor e de 180 para 90 dias em operações de valores maiores); e d) compulsório de 30% (depois 60%) para assunção de dívida de um importador.

Outubro – Aumento do IOF incidente em investimentos em portfólio e empréstimos. Nos fundos de renda fixa de capital estrangeiro o IOF subiu de 5% para 9%, no Anexo IV de 0% para 1% e nos empréstimos em moeda de 3% para 7%. O período mínimo para repasses de empréstimos externos via Resolução 63 foi elevado de 90 para 540 dias.

1995

Janeiro – Eliminado o compulsório de 15% sobre os ACCs e aumentado o prazo para contratação de câmbio antes do embarque de mercadorias em operações de ACCs, novamente para 180 dias.

Março – Reduzido o período mínimo para refinanciamento de crédito externo (de 36 meses para seis meses) e o período mínimo para captação de recursos externos (de 36 meses para 24 meses). O período mínimo para repasses de empréstimos externos via Resolução 63 foi reduzido de 540 para 90 dias.

Março – Reversão das medidas de outubro de 1994, no sentido de facilitar a entrada de recursos na forma de investimentos em portfólio. Redução do IOF incidente em investimentos em portfólio e empréstimos. Nos fundos de renda fixa de capital estrangeiro o IOF caiu de 9% para 5% e nos empréstimos em moeda de 7% para 0%. O prazo mínimo para contratação de recursos externos para repasse ao setor agrícola foi reduzido de três anos para 180 dias e o IOF caiu de 5% para 0%. Diminuição do limite para posição de câmbio comprada dos bancos de US\$ 10 milhões para US\$ 1 milhão.

Março/Abril – revogada a autorização para pagamento antecipado de empréstimos e importações. Volta do limite de 20% para pagamento de importações financiadas.

Abril – Aumento do limite da posição de câmbio vendida dos bancos em 50% (em relação ao patrimônio líquido).

Agosto – Estabelecido o IOF de 7% para operações interbancárias de câmbio através do mercado de câmbio flutuante. Aumentado o IOF de 0% para 5% para empréstimos externos e de 5% para 7% para investimentos em fundo de renda fixa capital estrangeiro. No caso da constituição de disponibilidades de curto prazo no mercado de câmbio flutuante, o Banco Central passou a utilizar certa “coação” moral para evitar operações. Daí

nasceu o aluguel das chamadas “janelas” da CC5, isto é, alguém com disponibilidades no país previamente contratadas através do flutuante “alugava” o espaço em reais em troca de uma taxa (*fee*) e da disponibilização dos recursos equivalentes em uma conta no exterior. Dessa forma não era gerada uma operação “nova”.

Agosto – Proibição de operações de não-residentes nos mercados de derivativos.

Setembro – governo escalona o IOF para empréstimos em moeda de acordo com o prazo. Alíquotas decrescentes conforme maior o prazo.

1996

Janeiro – Remessas de lucros e dividendos passam a ser isentas de imposto de renda. Imposto de renda para investimentos diretos reduzido de 25% para 15%. Taxa máxima de imposto sobre os juros remetidos ao exterior reduzida de 25% para 15%.

Fevereiro – Proibido o investimento através dos Anexos I a IV em Títulos da Dívida Agrária, Obrigações do Fundo Nacional de Desenvolvimento e Debêntures da Siderbrás, todas moedas de privatização e não excluídas das alternativas de investimento anteriormente. Instituído 5% de IOF na entrada de investimentos em fundos de privatização.

Fevereiro – Estabelecido prazo mínimo de 36 meses para operações de empréstimos em moeda. Foi proibido o investimento em NTN-D (já era proibido o investimento em outros títulos de renda fixa) no intervalo de tempo entre o ingresso dos recursos e o efetivo repasse a clientes através da Resolução 63.

1997

Junho – Mudadas as regras para investimento dos recursos de captação externa para repasses via Resolução 63. Passa a ser possível aplicar parte dos recursos captados em títulos públicos indexados à variação cambial (NTNs-D).

Novembro – Passa a ser possível aplicar parte dos recursos captados para repasse via resolução 63 em títulos públicos indexados à variação cambial emitidos pelo Banco Central (NBCs-E).

Novembro – Estabelecido prazo mínimo de 12 meses para captação de empréstimos externos e de seis meses para prorrogação das operações, revertendo movimento de alongamento de prazos adotado no ano anterior.

Novembro – Aumentado o limite da posição vendida em função do patrimônio líquido (o dobro do montante anterior), para um máximo de US\$ 15 milhões.

Novembro – Permitida a aplicação dos recursos externos captados, na forma das Resoluções 2.148, 2.170 e 2.312, em títulos públicos indexados à variação cambial (NBCs-E).

1998

Fevereiro – Estabelecido prazo mínimo de 24 meses para captação de empréstimos externos e de 12 meses para prorrogação das operações, alterando, portanto, os prazos estabelecidos em novembro de 1997.

Agosto – Estabelecido prazo mínimo de 12 meses para captação de empréstimos externos e de seis meses para prorrogação das operações, revertendo movimento de alongamento de prazos adotado em fevereiro.

Agosto – Permitida a antecipação do ingresso de recursos no país para futuro aumento de capital, quando ligados a processos de privatização e de concessões de serviços públicos.

Notas

- ¹ Não confundir com o prêmio de risco, que será definido a seguir. Aqui a palavra prêmio refere-se apenas ao diferencial de preço entre as taxas futura e à vista, que na literatura é referido como *forward discount*. Optamos por “prêmio” em vez de “desconto” por ser mais intuitivo no caso brasileiro.
- ² Trataremos melhor da definição de eficiência de mercado e sua relação com os conceitos de co-integração e previsibilidade de preço de ativos mais à frente. Tal discussão mostrar-se-á importante para clarear o que de fato pode ser concluído de testes empíricos em relação à existência ou não de um mercado de câmbio eficiente no Brasil.
- ³ Isso não é essencialmente verdadeiro, devido a uma particularidade: os investidores preocupam-se com retornos reais e não nominais, de modo que $\beta = 1$ pode ser considerado equilíbrio apenas sob determinadas condições. Consideraremos isso mais adiante.
- ⁴ Detalharemos as evidências empíricas mais à frente.
- ⁵ Novamente é necessária a qualificação. Os investidores avaliam os retornos em termos reais e não nominais, de modo que há um fator a mais nessa equação: o termo de desigualdade de Jensen, que será detalhado mais à frente.
- ⁶ Para evitar ao máximo os anglicismos, utilizaremos a expressão “problema do peso”.
- ⁷ Esta seção segue basicamente Engel (1995), Hodrick (1987) e Marston 1994).
- ⁸ Isso porque a função é convexa.
- ⁹ Ver Obstfeld e Rogoff (1996, Cap. 8). A expressão em termos reais da condição de não-arbitragem elimina o paradoxo, quando vigorar a paridade do poder de compra (PPC). Entretanto, como é comum na literatura, nos utilizamos da denominação JIT para designar $\frac{1}{2} \text{var}_t(s_{t+1}) + \text{cov}_t(s_{t+1}, P_t^{R\$})$, apesar de esse último termo aparecer não em função do paradoxo, mas pelo fato de os preços e a taxa de câmbio serem distribuídos conjuntamente na especificação em termos reais. Quando a PPC vigora, a expressão em ter-

mos reais elimina o paradoxo, embora os dois termos adicionais apareçam na especificação em logs em função do fato de a equação de equilíbrio não ser log-linear.

- ¹⁰ A esse respeito, ver Beckaert e Hodrick (1993) e Baillie e Bollerslev (1990), que utilizam modelos GARCH para estimar $\text{var}_t(s_{t+1})$ e encontram evidências de que o estimador de β não é viesado seriamente pela não inclusão do termo $\text{var}_t(s_{t+1})$ na estimação da equação (7). Beckaert e Hodrick encontram evidências de que β não é viesado pela exclusão do termo $\text{var}_t(s_{t+1})$ na estimação da equação (7) no caso dos contratos a termo de 30 dias para as taxas de câmbio dólar/íene e dólar/marco entre janeiro de 1975 e dezembro de 1989. Baillie e Bollerslev restringem $\beta = 1$ e estimam $s_{t+k} - f_t = \delta \text{var}(s_{t+k}) + \varepsilon_t$ para a libra, o marco e os francos francês e suíço (em relação ao dólar) e não são capazes de rejeitar a hipótese nula de que $\delta = 0$ para o período março de 1980/fevereiro de 1989.
- ¹¹ A PJR é satisfeita se os juros reais *ex-ante* vigentes em diferentes países são iguais.
- ¹² Segundo Frankel (1993, p. 207), o prêmio de risco aparece quando há “ativos externos”, isto é, títulos emitidos pelo setor público que sejam considerados riqueza real (não vale a equivalência ricardiana), de modo que o que importa é quem detém o estoque de dívida pública (se investidores nacionais ou estrangeiros) e não o endividamento líquido de residentes de um país com residentes de outro.
- ¹³ Seguimos basicamente Hodrick (1987) e Lewis (1994) para detalhar o modelo de Lucas.
- ¹⁴ Estamos utilizando a notação do autor, onde os asteriscos denotam variáveis externas.
- ¹⁵ Isso é possível porque $E(XY) = E(X)E(Y) - \text{cov}(XY)$.
- ¹⁶ Não detalharemos o método aqui. Para uma descrição completa, ver Hamilton (1994, Cap. 22).
- ¹⁷ Os *surveys* são da *MMS*, *The Economist* e *Amex*. O da *MMS* inclui a libra, o marco alemão, o franco suíço e o íene em relação ao dólar. Os outros dois incluem o franco francês.
- ¹⁸ No caso deste estudo, os valores de β encontrados a partir da estimação da equação (7) para o marco alemão, a libra esterlina e o íene estão entre -3 e -4 para o período janeiro de 1978 a julho de 1990.
- ¹⁹ Esta seção segue basicamente Engel (1995) e Dwyer e Wallace (1992).
- ²⁰ Essa conclusão deriva do fato de termos usado a PCJ como hipótese para chegarmos na equação (7). Caso contrário, não poderíamos utilizar f_t nos testes para a PDJ.
- ²¹ Detalhamos a legislação com efeito sobre o fluxo de capital no Anexo.
- ²² Não confundir com o prêmio de risco examinado no capítulo anterior, que se refere ao estudo da PDJ, sem nenhuma distinção de risco de crédito entre os ativos. Aliás, o próprio uso da taxa de câmbio futura na equação (7) indica implicitamente que a PCJ vigora.
- ²³ Na análise do caso brasileiro, destacam-se Garcia e Barcinsky (1996), Carneiro (1997) e Garcia e Valpassos (1998).

- ²⁴ Na verdade, a Libor não é exatamente livre de risco, posto que é a taxa de remuneração de um depósito em bancos internacionais de primeira linha. Entretanto, não há qualquer perda em considerá-la como tal em nossa análise.
- ²⁵ A crise do México representou uma breve interrupção, dado que a partir da segunda metade de 1995 os países latino-americanos voltaram a captar volumes significativos no mercado internacional.
- ²⁶ Para evitar ambigüidades, nos referimos ao cupom cambial coberto como sendo a taxa de juros doméstica denominada em dólar, obtida a partir da taxa de juros em moeda local (a partir do mercado futuro e da taxa Selic), “deflacionada” pela taxa de juros implícita no mercado futuro de câmbio, o prêmio futuro. Se considerarmos ainda a taxa de juros externa somada ao risco-país, teremos a PCJ, ou o retorno coberto *ex-ante*, como veremos adiante. O cupom cambial descoberto é construído substituindo o prêmio futuro pela desvalorização cambial efetiva, significando, portanto, um cupom *ex-post*. A paridade (ou retorno) descoberta (PDJ) é encontrada “deflacionando” o cupom descoberto pela taxa de juros externa.
- ²⁷ A cronologia das medidas com impacto sobre o fluxo de capitais é detalhada no Anexo.
- ²⁸ A esse respeito, ver Pastore e Pinotti (1999). O Banco Central tinha uma escolha após a adoção da nova moeda: ou operava um regime de câmbio fixo e remonetizava a economia através da acumulação de reservas internacionais oriundas da entrada de capitais, ou adotava um regime de flutuação e remonetizava a economia através de resgates de dívida pública, obtendo um ganho de senhoriação momentâneo e um ganho permanente no fluxo de pagamento de juros. O segundo curso foi o escolhido, embora não tenha gerado todo o seu potencial de resgate de dívida em função do crescimento da demanda de moeda menor que a que seria prevista a partir dos dados históricos.
- ²⁹ A forma e os dados utilizados para a construção da PCJ são descritos na Seção 2.4, adiante.
- ³⁰ O fluxo de capitais no mercado comercial (livre) foi, *grosso modo*, equilibrado no segundo semestre de 1994, mas a taxa de câmbio apreciou-se em termos nominais. O Banco Central não operou no mercado de câmbio, pelo menos em termos líquidos, no terceiro trimestre de 1994.
- ³¹ Média da produção dessazonalizada do segundo semestre de 1994 em relação ao primeiro semestre, não anualizada.
- ³² O fluxo de capital de curto prazo foi negativo em US\$ 17 bilhões em 1997 e US\$ 27 bilhões em 1998.
- ³³ É necessária uma qualificação. Esses números referem-se aos investimentos diretos líquidos de estrangeiros, uma medida menos abrangente que a do balanço de pagamentos, que inclui investimentos diretos líquidos de brasileiros e reinvestimentos. O resultado são investimentos diretos totais menores que esses no conceito utilizado no balanço de pagamentos. Por exemplo, em 1998 o total de investimentos diretos incluindo o fluxo de brasileiros foi de US\$ 22,7 bilhões ao invés de US\$ 26,1 bilhões. Se incluirmos os fluxos de portfólio, teremos a categoria mais abrangente de “investimentos”, a que consta no Gráfico 2.18.

- ³⁴ Na verdade, a taxa de câmbio que vale para as cotações inicial e final dos swaps é a PTAX 800, a média dos negócios observados no mercado no dia anterior e divulgada pelo Banco Central no dia seguinte, e não o fechamento do dia no câmbio comercial. Contudo, uma vez que as flutuações diárias da taxa à vista foram baixas em todo o período de vigência do *crawling peg*, essa possível distorção é muito pequena para comprometer a análise.
- ³⁵ Com esse nome fica difícil que o papel não pague um prêmio.
- ³⁶ Na verdade, a alíquota efetiva (alíquota média incidente sobre todos os agentes que se engajam em operações de arbitragem) pode ter sido menor que a nominal, uma vez que há tratamento tributário diferenciado para os participantes do mercado, como, por exemplo, tratados que evitam bitributação (no caso de não-residentes), pagamento do imposto de renda no balanço e não na fonte para instituições financeiras, entre outros. Um estudo da MCM Consultoria (1998) indica que a alíquota de imposto de renda efetiva entre 1996 e 1998 pode ter estado entre 12% e 15%.
- ³⁷ O fluxo de câmbio compreende os mercados comercial (livre) e flutuante. O primeiro tem os fluxos comerciais (ligados ao comércio exterior) e financeiro (ligados a operações da conta corrente e da conta de capitais que transitam no mercado livre). O mercado de câmbio flutuante também é composto pelos fluxos ligados ao comércio e pelo fluxo financeiro, porém inclui as operações com contas de não-residentes, as chamadas CC5. Os dados do flutuante só estão disponíveis a partir de 1994 para as duas primeiras contas. Os fluxos da CC5 só estão disponíveis a partir de 1995. Isso é importante na nossa análise, como mostraremos a seguir.
- ³⁸ Perron, Cati e Garcia testam as séries de inflação e taxa nominal de juros, ao passo que nós testamos as séries de desvalorização cambial e taxa nominal de juros. Entretanto, dado que no período janeiro de 1992/junho de 1994 a política cambial seguiu o objetivo de manter a taxa de câmbio real praticamente constante, as séries de desvalorização nominal e a inflação têm comportamento similar.
- ³⁹ É claro que no nosso caso pode haver um desvio em torno de zero, uma vez que não estamos considerando os custos da montagem da operação.
- ⁴⁰ A análise dos correlogramas da PCJ e da PDJ indica um processo AR(1) para ambas, para todos os prazos e períodos. Em geral, para os dados mensais, de um e três meses de prazo, a autocorrelação de primeira ordem da PDJ é bem superior à da PCJ: 0,692 e 0,509, respectivamente, para o prazo de um mês, e 0,876 e 0,438, respectivamente, para o prazo de três meses. Os coeficientes de um modelo AR(1) seguem esse padrão, naturalmente. As inovações no processo estocástico da PCJ parecem desaparecer mais rápido que no da PDJ.
- ⁴¹ O câmbio contratado não se refere apenas aos fluxos da conta de capitais, mas engloba todas as transações com não-residentes, inclusive as relativas à conta corrente. Como essas últimas têm natureza menos volátil, esperamos poder captar os efeitos dos retornos sobre as operações referentes à conta de capitais.
- ⁴² A separação dos dois mercados decorre da legislação cambial, em que a maioria das transações que podem ter gerado arbitragem ocorre via comercial (bônus e *notes*, investimentos em portfólio, Resolução 63, fundos de renda fixa etc.), mas existem alter-

nativas de entrada via flutuante. A separação não parece ser perfeita, possibilitando, portanto, uma “comunicabilidade” nos dois mercados. O ágio ou deságio, principalmente no segundo semestre de 1994, decorre de fricções normais em função de os “fatos geradores” dos fluxos de cada mercado não serem os mesmos.

- ⁴³ Flood e Rose (1994) argumentam que resultados indicando $\beta < 0$ provavelmente se aplicam apenas a países com regime de câmbio flutuante.
- ⁴⁴ Ver Baillie e Bollerslev (1990, p. 312-313). Para uma prova, ver Frankel (1993, p. 204).
- ⁴⁵ A estimação das regressões também pode ser feita por GLS no caso dos investimentos de três meses de prazo, com dados mensais e semanais, em função da presença dos termos MA. Entretanto, para que o método seja consistente, o erro não pode ser correlacionado com as variáveis dependentes (como não é sob a hipótese nula de expectativas racionais) e as variáveis dependentes devem ser exógenas, isto é, $E(\eta_{t,t+k}/x_t, x_{t-1}, x_{t+1}, \dots) = 0$, uma hipótese mais difícil de aceitar. Estamos conscientes desse problema, mas a sofisticação adicional dos métodos fugiria dos objetivos desta seção. A esse respeito, ver, por exemplo, Hodrick (1987) e Hodrick e Hansen (1980).

Referências bibliográficas

- BACKUS, D. K., GREGORY, A. W., TELMER, C. I. Accounting for forward rates in markets for foreign currency. *Journal of Finance*, v. 48, p. 1.887-1.908, 1993.
- BAILLIE, Richard T., BOLLERSLEV, Tim. A multivariate generalized ARCH approach to modelling risk premia in forward foreign exchange markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 9, p. 309-324, 1990.
- BECKAERT, G., HODRICK, R. J. On biases in the measurement of FX risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, v. 12, p. 115-138, 1993.
- CAGAN, Phillip. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, Milton (ed.). *Studies in the quantity theory of money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- CALVO, G., LEIDERMAN, L., REINHARDT, C. *Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors*. IMF, 1992a (Working Paper, WP/92/62).
- _____. Capital inflows to Latin America with reference to the Asian experience. In: EDWARDS, Sebastian (ed.). *Capital controls, exchange rates and monetary policy in the world economy*. 1992b.
- _____. Capital inflows to Latin America with reference to the Asian experience. In: EDWARDS, S. (ed.). *Capital controls, exchange rates, and monetary policy in the world economy*. Cambridge University Press, 1995.
- CAMPBELL, John, PERRON, Pierre. Pitfalls and opportunities: what macro-economists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.

- CANOVA, Fabio. An empirical analysis of ex-ante profits from forward speculation in FX markets. *Review of Economics and Statistics*, v. 73, p. 489-496, 1991.
- CANOVA, Fabio, MARRINAN, Jane. Profits, risk and uncertainty in FX markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, p. 259-286, 1993.
- CANOVA, Fabio, ITO, Takaoishi. Time series properties of the risk premium in the yen/dollar exchange market. *Journal of Applied Econometrics*, v. 6, p. 125-142, 1991.
- CARDOSO, E., GOLDFAJN, I. *Capital flows to Brazil: the endogeneity of capital controls*. IMF, Sept. 1997 (Working Paper).
- CARNEIRO, D. D. *Capital flows and Brazilian economic performance*. Rio de Janeiro: PUC, 1997 (Texto para Discussão, 369).
- CHIN, Menzie, FRANKEL, J. A. Patterns in exchange rate forecasts for 25 currencies. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 26, p. 759-769, 1994.
- CLARIDA, Richard, TAYLOR, Mark. *The term structure of forward exchange risk premia and the forecastability of spot exchange rate*. NBER, 1993 (Working Paper, 4442).
- CUMBY, R. E. Is it risk? Explaining deviations from uncovered interest parity. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 279-300, 1988.
- DOLDADO, Juan, JENKINSON, Tim, SOSVILLA-RIVERO, Simon. Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, v. 4, p. 249-273, 1990.
- DOOLEY, Michael. A survey of literature on controls over international capital transactions. *IMF Staff Papers*, v. 43, n. 4, 1996.
- DOOLEY, Michael, ISARD, Peter. Capital controls, political risk and deviations from UIP. *Journal of Political Economy*, v. 80, p. 370-384, Apr. 1980.
- DWYER, Gerald, WALLACE, Myles. Cointegration and market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, v. 11, p. 318-327, 1992.
- ENGEL, C. M. *The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence*. NBER, Oct. 1995 (Working Paper, 5312).
- _____. A note on cointegration and international market efficiency. *Journal of International Money and Finance*, v. 15, p. 657-660, 1996.
- ENGEL, C. M., HAMILTON, J. D. Long swings in the dollar: are they in the data and do the markets know it? *American Economic Review*, v. 80, p. 689-713, 1990.

- ENGLE, R. F., YOO, B. S. Forecasting in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, p. 143-159, 1987.
- EVANS, M. M. D., LEWIS, K. K. Do long term swings in the dollar affect estimates of risk premium? *Review of Financial Studies*, 1995.
- FAMA, E. Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 14, p. 319-338, 1984.
- FISHER, I. *The theory of interest*. New York: Macmillan, 1930.
- FLOOD, R., ROSE A. *Fixes: of the forward discount puzzle*. NBER, 1994 (Working Paper, 4928).
- FRANKEL, Jeffrey A. In search of the exchange risk premium: a six currency test assuming mean-variance optimization. *Journal of International Money and Finance*, v. 1, p. 255-274, Apr. 1982.
- _____. Quantifying international capital mobility in the 1980s. In: BERNHEIM, S., SHOVEN, J. (eds.). *National saving and economic performance*. Chicago: NBER, The University of Chicago Press, 1991.
- _____. *On exchange rates*. The MIT Press, 1993.
- FRANKEL, J., FROOT, K. Using survey data to test standart propositions regarding exchange rate expectations. *American Economic Review*, v. 77, p. 133-153, 1987.
- FRENKEL, J., LEVICH, R. Covered interest arbitrage: unexploited profits? *Journal of Political Economy*, v. 83, p. 325-338, 1975.
- _____. Transaction costs and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 1.209-1.226, 1977.
- FRENKEL, J., RAZIN, A. Stochastic prices and testes of efficiency of foreign exchange markets. *Economic Leters*, v. 6, p. 165-170, 1980.
- FROOT, K. A., FRANKEL, J. Forward discount bias: is it an exchange risk premium? *Quarterly Journal of Economics*, v. 104, p. 139-161, 1989.
- FROOT, K. A., THALER, R. Anomalies: foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, v. 4, p. 179-192, 1990.
- GARCIA, M. G. P., BARCINSKI, A. *Capital flows to Brazil in the nineties: macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls*. Rio de Janeiro: PUC, 1996 (Texto para Discussão, 357).
- GARCIA, M. G. P., VALPASSOS, M. V. *Capital flows, capital controls and currency crisis: the case of Brazil in the nineties*. Rio de Janeiro: PUC, 1998 (Texto para Discussão, 389).

- HAKKIO, C. S., RUSH, M. Market efficiency and cointegration: an application to the Sterling and Deutschmark exchange markets. *Journal of International Money and Finance*, v. 8, p. 75-88, 1989.
- HAMILTON, J. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HODRICK, R. J. *The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets*. Harwood Academic Publishers, 1987.
- HODRICK, Robert, HANSEN, Lars Peter. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 5, p. 829-853, 1980.
- HOTTA, Luiz, PEREIRA, P. L. V. Testing for structural breaks in exchange rate series. In: *Anais do XVI Encontro Brasileiro de Econometria*. Florianópolis, SC: Sociedade Brasileira de Econometria, 1994.
- JOHNSTON, R. B., RYAN, C. *The impact of controls of capital movements on private capital account's of countries BOPs*. IMF, 1994 (Working Paper, 94/78).
- KAMINSKY, G. L. Is there a peso problem? Evidence from dollar/pound exchange rate, 1976-1987. *American Economic Review*, v. 83, p. 450-472, 1993.
- KAMINSKY, Graciela, PERUGA, Rodrigo. Can a time-varying risk premium explain excess returns in the forward market for foreign exchange? *Journal of International Economics*, v. 28, p. 47-70, 1990.
- KRASKER, W. The peso problem in testing the efficiency of forward exchange markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 6, p. 269-276, 1980.
- LEVINE, R. The pricing of forward exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, v. 8, p. 163-179, 1989.
- LEWIS, K. Puzzles in international financial markets. NBER, 1994 (Working Paper, 4951).
- LIZONDO, J. S. Foreign exchange futures prices under fixed exchange rates. *Journal of International Economics*, v. 14, p. 69-84, 1983.
- LUCAS, R. E. Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, v. 46, p. 1.429-1.445, 1978.
- _____. Interest rates and currency prices in a two country world. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 335-360, 1982.
- MARK, N. On time varying risk premia in the FX market. *Journal of Monetary Economics*, v. 15, p. 145-162, 1985.

- MARSTON, R. *Tests of three parity conditions: distinguishing risk premia and systematic forecast errors*. NBER, 1994 (Working Paper, 4923).
- MCCALLUM, B. T. A reconsideration of the UIP. *Journal of Monetary Economics*, v. 33, p. 105-132, 1994.
- MCM CONSULTORIA. Paridade de juros: limitações à política de juros do Banco Central. *Carta Mensal*, dez. 1998 (estudo especial).
- MEESE, Richard, SINGLETON, Kenneth J. A note on unit roots and the empirical modelling of exchange rates. *Journal of Finance*, v. 37, p. 1.029-1.035, 1982.
- NELSON, Charles, PLOSSER, Charles. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 130-162, 1982.
- OBSTFELD, M., ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. The MIT Press, 1996.
- PASTORE, A. C., PINOTTI, M. C. Inflação e estabilização: algumas lições da experiência brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 1, p. 3-40, jan.-mar. 1999.
- PEREIRA, P. L. V., DUARTE, A. R. Purchasing power parity and uncovered interest parity for Brazil: a multivariate cointegration approach. In: *Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Curitiba, PR: Sociedade Brasileira de Econometria, 1991.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1.361-1.401, 1989.
- PERRON, P., CATI, R. C., GARCIA, M. G. P. *Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data*. Rio de Janeiro: PUC, 1995 (Texto para Discussão, 349).
- SIEGEL, J. Risk information and forward exchange. *Quarterly Journal of Economics*, v. 86, p. 303-309, 1972.

Abstract

In this dissertation we analyze capital flows to Brazil using measures of financial return of interest rate arbitrage. The measures are given by the conditions of covered and uncovered interest parities. During the period from January 1992 to December 1998 Brazil accumulated international reserves in record amounts by any historical standard and we focus exactly in searching for the reasons behind this behavior. The conclusion is that capital flows are indeed sensitive to the measures of return, but are more sensitive to the uncovered returns, indicating that probably the bulk of capital flows resulted from the willingness of market participants to incur in currency mismatch in the presence of positive expected returns. In addition, we present a survey of the international literature related to the investigation of uncovered interest parity and foreign exchange market efficiency. The empirical evidence shows that the UIP does not hold and such conclusion indicates the rejection of the null hypothesis of unbiased forward exchange rates. We show a few of the possible explanations for the rejection of the null hypothesis, including the possible existence of a risk premium and expectational errors. We apply such concepts to the Brazilian experience in the period above and conclude that the forward exchange rate is a biased predictor of the future spot rate for the period after the Real Plan. We also show that the indications of foreign exchange market efficiency for the period before the Real Plan are probably spurious, given the time series properties of spot and forward rates before July 1994, the month of the adoption of the new currency.

BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

Av. República do Chile, 100
CEP 20139-900 – Rio de Janeiro – RJ
Tel.: (0xx21) 277-7447
Fax: (0xx21) 240-3862

FINAME – Agência Especial de Financiamento Industrial

Av. República do Chile, 100 – 17º andar
CEP 20139-900 – Rio de Janeiro – RJ
Tel.: (0xx21) 277-7447
Fax: (0xx21) 220-5874

BNDESPAR – BNDES Participações S.A.

Av. República do Chile, 100 – 20º andar
CEP 20139-900 – Rio de Janeiro – RJ
Tel.: (0xx21) 277-7447
Fax: (0xx21) 220-6909

Escritórios**Brasília**

Setor Bancário Sul – Quadra 1 – Bloco E
Ed. BNDES – 13º andar
CEP 70076-900 – Brasília – DF
Tel.: (0xx61) 322-6251
Fax: (0xx61) 225-5510

São Paulo

Av. Paulista, 460 – 13º andar
CEP 01310-904 – São Paulo – SP
Tel.: (0xx11) 251-5055
Fax: (0xx11) 251-5917

Recife

Rua Antonio Lumack do Monte, 96 – 6º andar
CEP 51020-350 – Recife – PE
Tel.: (0xx81) 3465-7222
Fax: (0xx81) 3465-7861

Belém

Av. Presidente Vargas, 800 – 17º andar
CEP 66017-000 – Belém – PA
Tel.: (0xx91) 242-7966
Fax: (0xx91) 224-5953

Internet

<http://www.bndes.gov.br>